

**Mendelova univerzita v Brně
Provozně ekonomická fakulta**

Ceny benzínu a automobilový trh

Bakalářská práce

Vedoucí práce:

Ing. Vladimír Hajko, Ph.D.

Zdeněk Zapletal

Brno 2015

Rád bych poděkoval panu Ing. Vladimíru Hajkovi, Ph.D. za odborné vedení, cenné připomínky a rady, které mi poskytl v průběhu zpracování mé bakalářské práce.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Ceny benzínu a automobilový trh** vypracoval samostatně a veškeré použité prameny a informace jsou uvedeny v seznamu použité literatury. Souhlasím, aby moje práce byla zveřejněna v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách ve znění pozdějších předpisů, a v souladu s platnou *Směrnicí o zveřejňování vysokoškolských závěrečných prací*.

Jsem si vědom, že se na moji práci vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brně má právo na uzavření licenční smlouvy a užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 Autorského zákona.

Dále se zavazuji, že před sepsáním licenční smlouvy o využití díla jinou osobou (subjektem) si vyžádám písemné stanovisko univerzity o tom, že předmětná licenční smlouva není v rozporu s oprávněnými zájmy univerzity, a zavazuji se uhradit případný příspěvek na úhradu nákladů spojených se vznikem díla, a to až do jejich skutečné výše.

V Brně dne 20. května 2015

Abstract

Zapletal, Z. Gasoline prices and the automotive market. Bachelor thesis. Brno: Mendel University, 2015.

The main aim of this thesis is to verify the hypothesis whether the effect of raising gasoline price results in the decreasing volume of automobile sales. The ordinary least squares method is used in the research. The thesis uses monthly data for The United States of America for the period 2000 – 2010. The data about vehicles are disaggregated into categories by size and also by their import and export. The chapter with results shows that gasoline price has a negative effect on categories with cars and a positive effect on the export and the Mexican and Canadian import. An abstract is in (British) English.

Keywords

Gasoline prices, automotive market, vehicles category, regression of time series, ordinary least squares, cointegration. Here are key words in (British) English.

Abstrakt

Zapletal, Z. Ceny benzínu a automobilový trh. Bakalářská práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2015.

Cílem této bakalářské práce je ověřit hypotézu, že s rostoucí cenou benzínu klesají objemy prodaných aut. K ověření tohoto vlivu práce využívá metodu nejmenších čtverců, dále používá měsíční data pro automobilový trh Spojených států amerických za období 2000 – 2010. Vliv ceny benzínu je zkoumán na automobily obecně, na kategorie automobilů podle velikosti a na kategorie importu a exportu. Výsledky práce nasvědčují existenci negativního vlivu, kdy zvýšení ceny benzínu snižuje objem prodeje, jen u kategorií zahrnujících osobní automobily. U exportu a importu kanadských či mexických aut je zjištěn pozitivní vliv.

Klíčová slova

Cena benzínu, automobilový trh, kategorie vozidel, regrese časových řad, metoda nejmenších čtverců, kointegrace.

Obsah

1	Úvod a cíl práce	11
1.1	Úvod	11
1.2	Cíl práce	11
2	Literární přehled	13
2.1	Vliv ceny benzínu na prodej aut	13
2.1.1	Vliv na hybridní vozidla a elektromobily	14
2.1.2	Využití alternativních způsobů dopravy	15
2.1.3	Další faktory ovlivňující prodej automobilů	16
2.2	Cena ropy a cena benzínu	16
2.2.1	Vývoj ceny ropy	16
2.2.2	Cena ropy po roce 2000	18
2.2.3	Vliv ceny ropy na cenu benzínu	19
2.3	Automobilový průmysl v USA	20
3	Data a metodika práce	22
3.1	Data	22
3.1.1	Časová řada	22
3.1.2	Sezónní očištění	24
3.1.3	Stacionarita časových řad	25
3.1.4	Kointegrace časových řad	26
3.1.5	Vzájemné ovlivňování časových řad	27
4	Výsledky	29
4.1	Modely s využitím původních dat	29
4.2	Modely s využitím transformovaných dat	39
4.2.1	OLS odhady modelů	39
4.2.2	VAR modely	40
5	Závěr	42
6	Literatura	44

7	Seznam obrázků	47
8	Seznam tabulek	48
A	Cena ropy v letech 1920 - 2011	50
B	Testy sezónnosti časových řad	51
C	Testy stacionarity časových řad	52
D	Testy kointegrace časových řad	54
E	Cena benzínu a objem prodaných aut	56

1 Úvod a cíl práce

1.1 Úvod

Problematika, jíž se tato práce zabývá, se týká vztahu mezi objemem prodaných aut a cenou benzínu. Bude zkoumáno, zda vůbec tento vztah existuje a pokud ano, tak zda je pozitivní či negativní. Motivací k výzkumu této problematiky bylo zejména to, že cena všech pohonných hmot pro motorová vozidla, vyráběna z fosilních paliv (ropa, zemní plyn a uhlí), má rostoucí tendence díky předpokládané vyčerpatelnosti svých těžebních kapacit, a je nutné myslet na výzkum alternativních paliv pro dopravní prostředky, jako jsou bioethanol, vodík či elektřina. Cenou fosilních paliv však neovlivňuje jen jejich předpokládaná omezenost, ale také ekonomické aspekty. Jedním z aktuálně výrazných ekonomických aspektů jsou regionální či občanské války v oblastech těžby paliv na Blízkém východě.

Práce je zaměřena na výzkum výše uvedeného vztahu ve Spojených státech amerických. Výběr tohoto státu má hned několik odůvodnění. Nejdůležitějším z nich je dostupnost dat pro analýzu vztahu jak po stránce objemové, tak po stránce jazykové. Spojené státy americké mají rovněž jeden z největších automobilových průmyslů, tvořeným především společnostmi tzv. „The Big Three“, mezi něž patří Ford, General Motors a Chrysler (nyní FCA US – pobočka Fiat Chrysler Automobiles).

Zvoleným obdobím pro výzkum je dekáda začínající od roku 2000 a končící rokem 2010. Důvodem je opět dostupnost dat, jelikož novější data jsou těžko dostupná kvůli jejich zveřejnění či doposud nezpracování příslušnými institucemi. V tomto období se také vyskytují dvě významné události ovlivňující zkoumaný vztah. První událostí je teroristický útok na budovy Světového obchodního centra z 11. září 2001, který ovlivnil ekonomiku USA. Druhou pak hurikány, které zasáhly pobřeží Mexického zálivu, kde má USA soustředěnu významnou část zařízení pro těžbu ropy.

Práce je členěna na celkem šest hlavních kapitol. Druhá a třetí kapitola podává teoretické informace a zdroje dat s metodikou použitou při jejich zpracování. Čtvrtá kapitola je věnována vlastní analýze dat a prezentaci výsledků. Pátá kapitola se věnuje diskuzi a doporučením a konečně šestá kapitola obsahuje závěrečné shrnutí.

1.2 Cíl práce

Cílem práce je ověřit pro automobilový trh v USA, zda platí hypotéza: „*S rostoucí cenou benzínu (popřípadě pak surové ropy) klesají objemy prodaných aut*“. Stejně tak práce ověří, zda působí tento efekt symetricky, tedy zda s klesající cenou benzínu rostou objemy prodaných aut, a pokud tomu tak je, zda se tak děje stejným tempem. Výše zmíněné bude práce zkoumat i z pohledu individuálních kategorií, tj. domácí versus zahraniční produkce, light vs. heavy trucky atp.

Při členění na domácí a zahraniční produkci je důležitým cílem práce poskytnout mezinárodní srovnání, nejméně ve stejném časovém rozsahu zvoleného období (tj. 2000 až 2010), co se týče objemů prodaných aut a změn trendů prodeje automobilů, zejména pak z pohledu exportu (vývozu) a importu (dovozu) hlavních obchodních partnerů Spojených států amerických v této oblasti. Zkoumány budou však jen objemy konečných produktů – automobilů, ne náhradních dílů či jednotlivých částí.

2 Literární přehled

První část této kapitoly bude věnována teoretickým poznatkům z různých oblastí výzkumu vztahu ceny benzínu a prodejů aut. Další části kapitoly pak nastíní vývoj ceny ropy, s ní spojené ceny benzínu, a vývoj automobilového trhu v USA, jakožto faktorů následné analýzy.

2.1 Vliv ceny benzínu na prodej aut

Oblast tohoto problému, tedy zda existuje nějaký vztah mezi cenou benzínu a počtem prodaných aut zkoumal například Walter McManus (2007). Ten tvrdí, že ekonomická teorie předpokládá přímý vztah mezi cenou paliva a objemem prodaných aut, jelikož automobily jsou produktem, který potřebuje ke svému provozu stálý přísun paliva. Ve své práci pak dospěl k závěru, že stoupající cena benzínu se projeví negativně na objemu prodaných aut, což v dalším důsledku vede k podpoření prodeje automobilů ze strany výrobců tím, že sníží jejich ceny. Tzv. „*cash incentives*“ neboli cenovými pobídkami a jejich vztahem ke změnám ceny benzínu se zabývali ve své práci autoři Langer a Miller (2013). Konkrétně zkoumali případ, zda rostoucí ceny benzínu vedou prodejce automobilů k tomu, aby nějak přizpůsobili ceny jimi nabízených automobilů. Dospěli k závěru, že existuje pozitivní vztah mezi rostoucí cenou benzínu a cenovým zvýhodněním méně efektivních automobilů, tj. automobilů s vyšší spotřebou. To, zda existuje nějaký vztah mezi cenou benzínu a cenou automobilů dále zkoumali ve své práci například autoři Klier a Linn (2010).

Stejný vztah zkoumali i další autoři, avšak s odlišným přístupem. Rozdíl byl v tom, že nezkoumali prodej aut obecně, ale auta dělili do různých kategorií a až pro tyto jednotlivé kategorie zkoumali daný vliv. Busse et al (2010) dělí auta do čtyř kategorií podle spotřeby benzínu v jednotkách „MPG – Miles per Gallon“¹. Na základě jimi stanovených modelů prokázali, že existuje určitá symetrie mezi objemem prodaných aut s nižší a vyšší spotřebou. Obecně prokázali, že s rostoucí cenou benzínu roste i objem prodaných efektivních aut a klesá objem prodaných méně efektivních aut. Dále Klier a Linn (2010), jak sami tvrdí, dospěli ke stejným výsledkům jako Busse et al (2010), avšak při rozdělení aut podle modelů (respektive na malá a velká SUV²) od vybraných výrobců na základě efektivity jednotlivých modelů podle nákladů vyčíslených v amerických dolarech na jednu ujetou míli³.

Autorka West (2007) ve své práci dělila auta do čtyř kategorií – cars, vans, trucks a SUVs. Její výzkum se zabýval vlivem úrovně ceny benzínu v době pořízení automobilu, a také vlivem úrovně ceny benzínu v obdobích předcházejících nákupu daného typu vozidla. Snažila se tak poukázat na to, že cena benzínu může působit

¹ Počet ujetých mil na jeden galon benzínu.

² Zkratka SUV neboli Sport Utility Vehicle v překladu znamená sportovně užitková vozidla.

³ Jednotka DPM neboli Dollars Per Mile.

na prodej automobilů s určitým časovým zpožděním⁴. Prokázala, že lidé kupující vozidla jsou více ovlivněni minulými cenami benzínu než těmi v době pořízení automobilu. Tato autorka rovněž prokázala, že v dlouhodobém rozhodování spotřebitelů, založeném na cenách benzínu minulých období, nastává změna v preferencích kupované kategorie vozidla. Tedy pokud spotřebitelé uvažovali o koupi vozidla typu van či SUV, avšak na základě minulých období očekávali budoucí nárůst ceny benzínu, rozhodli se místo nich koupit osobní vozidlo (car) s nižší spotřebou (tedy vyšším MPG). K tomu, že cena benzínu ovlivňuje podíl prodaných „cars“ a „light trucks“ ve prospěch „cars“ dospěl ve své publikaci i Austin (2008).

2.1.1 Vliv na hybridní vozidla a elektromobily

Burke a Nishitamoto (2013) ve své práci dělí automobily na 2 kategorie, a sice nové a ojeté. Zkoumali vliv ceny benzínu na prodej aut v celkem 132 vybraných zemích. Ve 43 zemích prokázali negativní vztah mezi cenou benzínu a objemem prodaných neefektivních aut staršího data výroby. Podle těchto autorů tedy platí, že s rostoucí cenou benzínu roste poměr prodaných nových aut (s menší spotřebou) na úkor ojetých aut (s vyšší spotřebou). Ke stejnému závěru dospěli i Busse et al (2010).

Z předchozího odstavce je patrné, že dělení do kategorií má své opodstatnění. Základem dělení do kategorií je efektivnost vozidla. Nepatrně odlišný přístup použili autoři Ficano a Thompson (2014). Ti zkoumali hybridní vozidla, používající jak spalovací motor na benzín, tak elektromotor, což je řadí do kategorie vysoce efektivních vozidel z pohledu spotřeby benzínu a dospěli k totožnému závěru. Tím bylo, že stoupající cena benzínu je faktor pozitivně ovlivňující objem prodaných hybridů a naopak. Stejných výsledků dosáhli ve svých pracích i Beresteanu, Li (2011) a Gallagher, Muehlegger (2010). Ti však zkoumali, co ovlivňuje prodej hybridních vozidel podrobněji než předchozí autoři. Zaměřili se na to, jak státní opatření, například v rámci daňového zvýhodnění při nákupu hybridního vozidla nebo možnost využívat HOV lanes⁵ na dálnicích, ovlivní prodej hybridů. Dospěli k výsledkům, že od roku zavedení těchto pobídek se rapidně zvýšil prodej hybridů ve státech USA, kde byly pobídky zavedeny (o cca 15 %).

Shafiei et al (2012) zaměřili svůj výzkum na Island, jakožto zemi s velkým rozvojem v oblasti obnovitelných zdrojů energie a s tím související využití elektromobilů k přepravě osob. Predikovali vývoj podílu elektromobilů na celkovém počtu osobních vozidel pro roky 2012 – 2030. Závěrem jejich práce bylo kompletní zajištění osobní dopravy elektromobily v roce 2030 za naplnění tří podmínek. První podmínkou byla stále rostoucí cena benzínu ve zkoumaném období. Druhou

⁴ Zkoumané časové řady byly ve čtvrtletních intervalech.

⁵ HOV lines (High_Occupancy Vehicle lanes) jsou pruhy vozovky na dálnicích v USA (ale i např. v Austrálii, Novém Zélandu či Kanadě), která smějí využívat jen vozidla přepravující v daném okamžiku minimálně 2 (někdy 3) osoby. Tím se státy snaží zefektivnit dopravu na silnicích a snížit spotřebu paliva.

podmínkou byla snižující se cena elektromobilů, které jsou na počátku vývoje, a proto jsou zatím drahé ve srovnání s vozidly se spalovacím motorem. Třetí podmínkou bylo snížení obav potenciálních spotřebitelů využívající elektromobily z nedostatku dobíjecích stanic podél silnic a rovněž zvýšení dojezdu elektromobilů. Pokud by však cena benzínu byla konstantní nebo mírně rostoucí, Shafiei et al (2012) konstatovali, že by bylo za potřebí značné státní podpory prodeje elektromobilů, aby došlo k výše zmíněnému závěru.

V návaznosti na využití hybridů (potažmo i elektromobilů) se autoři Langer a Miller (2013) či Klier a Linn (2010) zaměřili ve svých pracích na státní daňové zásahy v podobě tzv. „gasoline taxes“ a „carbon taxes“, jež mají reagovat na zhoršující se stav životního prostředí. Zvýšením těchto daní se zvýší i cena benzínu (ne však v důsledku nabídky a poptávky), to má motivovat spotřebitele k využití efektivnějšího a ekologičtějšího vozidla k osobní přepravě, což povede ke snížení spotřeby pohonných hmot. Jak je uvedeno výše v textu, tito autoři prokázali vztah rostoucí ceny benzínu a zvýšeným prodejem efektivnějších aut, což potvrzuje i zde zmíněný vliv státních zásahů v podobě ekologických daní na zvýšení prodeje efektivnějších aut. Busse et al (2010) rovněž zkoumali vliv zavedení těchto typů daní. Výsledkem jejich výzkumu bylo, že zvýšení ceny benzínu o 1 dolar za galon by mohlo (hrubým odhadem) vést ke snížení emise CO₂ do ovzduší o 2,1 milionů tun za jeden rok.

2.1.2 Využití alternativních způsobů dopravy

Vliv zvyšující se ceny benzínu na volbu alternativního způsobu dopravy zkoumal ve své práci Austin (2008). Jeho výzkum byl zaměřen na stát Kalifornie v USA. Zde zkoumal chování řidičů v letech 2003 – 2006. Toto období zvolil záměrně, jelikož zde lze pozorovat rostoucí trend vývoje ceny benzínu. Výsledky analýzy dat pro 12 dálnic Kalifornie ukázaly, že v tomto období se snížila jak průměrná rychlost a počet automobilů jedoucích po těchto dálnicích. Konkrétně pak dospěl k výsledku, že zvýšení ceny benzínu o 0,5 dolaru za galon vede ke snížení průměrné rychlosti o cca $\frac{3}{4}$ mil za hodinu⁶. Dále pak zjistil, že stejné zvýšení ceny benzínu vede ke snížení provozu na dálnicích v blízkosti železnice o cca 1 %. Dalším poznatkem jeho práce je to, že zvýšení ceny benzínu má v krátkodobém horizontu menší efekt než v dlouhodobém, což přináší efekt změny typu přepravy osob. Zjistil, že lidé očekávající dlouhodobé zvyšování ceny pohonných hmot využívají více prostředků hromadné dopravy, jako jsou autobusy, vlaky či MHD. Dospěl dokonce k závěru, že lidé jsou při očekávání dlouhodobého zvyšování ceny benzínu ochotni se přestěhovat blíže k místu výkonu práce či škole, do které vozí děti nebo také k místu, ze kterého vede lepší spoj hromadné (například bez přestupů).

Autoři Beresteanu a Li (2011) dospěli k závěru, že události od roku 2000, kterými jsou zvyšující se cena pohonných hmot (i ropy) spojených například se spekulacemi o snižujících se celosvětových zásobách ropy, dále celosvětově rostoucí obavy o znečištění životního prostředí či globální oteplování vlivem skleníkových

⁶ To odpovídá rychlosti přibližně 1,2 kilometrů za hodinu.

plynů (mezi které patří i CO₂), vedou lidi k využití hromadné dopravy, aby snížili spotřebu pohonných hmot a produkci CO₂. Lidé také se zvyšující se cenou benzínu volí při dopravě po městě namísto automobilu MHD, kolo či chůzi.

2.1.3 Další faktory ovlivňující prodej automobilů

Posledním zde zmíněným dělením prodaných vozidel na kategorie je dělení z hlediska importu (potažmo exportu) vozidel obchodních partnerů USA. Autoři Lord a Saito (2010) se zaměřili na to, jaký efekt má změna ceny benzínu na import japonských aut. Ovšem opět to bylo jakési rozdělení podle spotřeby, jelikož japonská auta jsou podle amerických malá – mají tak menší hmotnost i menší objem motorů, a proto jsou i efektivnější, jak uvádí Lord a Saito (2010, str. 186). Tito autoři zahrnují do modelu další vysvětlující proměnnou, jímž byl kurz japonského jenu (JPY) k americkému dolaru (USD). Výsledkem bylo prokázání pozitivního vztahu mezi kurzem JPY k USD a importem japonských aut do USA.

Autor McManus (2007) doporučuje do modelu zahrnout i další faktory než jen cenu benzínu. Ve svém modelu zahrnul mezi faktory ovlivňující prodej vozidla i jeho stáří, pohotovostní hmotnost, výkon vozidla v poměru k jeho váze či disponibilní důchod na obyvatele. Autoři West (2007) a Shafiei et al (2012) rovněž ve svých odhadech počítali s příjmem na obyvatele. Dále však zahrnují do modelů ještě rozdělení výše příjmů podle počtu osob v domácnosti např. podle toho, zda jsou v domácnosti více jak lidé se stálým příjmem atp. Autorka West (2007) dále navrhuje zahrnout do modelu rovněž faktory týkající se přístupu k hromadné dopravě, klimatické podmínky – např. množství sněhu v zimním období či geografické podmínky, tedy zda je oblast kopcovitá či rovinatá (vliv na spotřebu). Zahrnutí zde uvedených faktorů není však v možnostech této práce, jelikož výše zmínění autoři uvádí nedostupné (placené) zdroje těchto dat⁷.

2.2 Cena ropy a cena benzínu

Na světě existují dva druhy zdrojů energie – primární (ropa, zemní plyn, uhlí, jaderné palivo a přírodní zdroje) a sekundární (získané transformací primárních). Největší podíl na spotřebě primárních zdrojů energie má v současné době ropa. Za rok 2013 byl tento podíl roven necelým 33 %. Na druhém a třetím místě pak byly uhlí a zemní plyn s cca 30 % a 24 %. Spojené státy americké spotřebovaly pětinu z celkového spotřebovaného množství ropy, druhá v pořadí byla Čína s podílem 12 % na spotřebě ropy (BP Statistical Review of World Energy, 2014).

2.2.1 Vývoj ceny ropy

Abychom se dozvěděli, jaké faktory ovlivňují cenu ropy, je nutné se podívat do historie těžby této suroviny. V následujícím textu budou popsány důležité milníky, které sehrály roli ve vývoji ceny ropy od začátku její těžby.

⁷ Jedná se například o agentury Wards Auto, Edmunds nebo Automotive News.

Ve 20. letech 20. století byly Spojené státy americké největším producentem ropy na světě (ovládaly přibližně 85 % světových zásob). V této době došlo také k uzavření (tajné) dohody, jež vedla k založení kartelu „**Sedm sester**“. Kartel byl tvořen sedmi „velkými“ (převážně americkými) společnostmi a několika „malými“ společnostmi, které společně usilovali o to, aby ceny ropy ve světě byly stabilní a nekolísaly, a tyto společnosti si tak udržovaly stálé zisky. V oblasti těžby na Blízkém východě jim k udržení zisků dopomáhaly smlouvy uzavřené se státy, na jejichž území se nacházela naleziště. Na jejich základu byly zisky z těžby děleny padesát na padesát mezi státy a společnostmi (Maugeri, 2006). Kartelu se dařilo držet relativně stabilní cenu v mezích mu vyhovujících prostřednictvím objemu produkce ropy. Ta se pohybovala mezi 0,65 \$ a 2,10 \$ za barel (BP Statistical Review of World Energy, 2014).

V 50. letech 20. století byla objevena nová naleziště ropy v tehdejšímu Rusku. To způsobilo přebytek ropy ve světě a pokles její ceny. I „Sestry“ byly nuceny jít s cenou ropy dolů. To se nelíbilo státům v oblasti těžby na Blízkém východě, jelikož byly na ziscích z ropy velmi závislé a snižování ceny ropy bylo pro ně ekonomicky nepřijatelné (Filipiaková, 2010). To mělo za následek odstoupení od smluv se Sedmi sestrami a založení mezinárodní organizace **OPEC** – Organization of the Petroleum Exporting Countries (česky „Organizace zemí vyvážejících ropu“) roku 1961. Cílem organizace se staly „koordinace a sjednocení ropných politiky členských zemí, zajištění stabilizace trhu s ropou za účelem efektivní, hospodárné a pravidelné nabídky ropy spotřebitelům, stálý příjem a spravedlivý návrat vloženého kapitálu těm, kdo do ropného průmyslu investují“ (OPEC: Our Mission, 2015).

Jako nástroj pro ovlivnění ceny ropy používá OPEC především kvót produkce. V prvních deseti letech působení OPEC byl vliv organizace na cenu ropy velmi malý. Bylo to způsobeno především nedodržením kvót některými členskými zeměmi (Filipiaková, 2010). Proto se v tomto období ceny nijak výrazně nelišily od cen před založením OPEC. Ceny se v tomto období jen mírně odchylovaly od hodnoty 1,80 \$ za barel (BP Statistical Review of World Energy, 2014). Možnou sílu svého vlivu ukázala OPEC až v 70. letech, kdy nastal první ropný šok doprovázený několikanásobným zvýšením ceny ropy ve světě. Od této doby až po současnost můžeme pozorovat výkyvy v ceně ropy zapříčiněné vlivem OPEC (Filipiaková, 2010).

Dva výkyvy (navýšení) ceny ropy v 70. letech minulého století se označují jako ropné šoky. K **prvnímu ropnému šoku** došlo v roce 1973, kdy Egypt společně se Sýrií napadl Izrael. Tento konflikt je označován jako jomkippurská válka, do níž byly v roli spojenců Izraele zapojeny i Spojené státy americké a Nizozemí. Po válce státy OPEC reagovaly na pomoc Izraeli v konfliktu tím, že na jeho spojence uvalily ropné embargo (Filipiaková, 2010). To mělo za následek navýšení ceny ropy na 3,5 násobek její hodnoty. V nominálních cenách té doby to odpovídalo zvýšení z 3,29 \$ na 11,58 \$ za barel (BP Statistical Review of World Energy, 2014). **Druhým ropným šokem** bývá označována situace v období války mezi Irákem a Íránem od roku 1979. Tento konflikt ochromil těžbu ropy v obou státech, následkem toho klesl objem produkce ropy OPEC následovaný růstem ceny komodity (Filipiaková, 2010). Cena se (po mírném růstu mezi ropnými šoky z 11,58 \$ na 14,02 \$ za barel)

po druhém ropném šoku opět zněkolikanásobila. Maximální hodnoty dosáhla v roce 1980, a to 36,83 \$ za barel (BP Statistical Review of World Energy, 2014).

V období před rokem 2000 došlo ještě k několika nárůstům ceny ropy, z nichž dva lze považovat za významnější ropné krize. Prvním z nich je napadení Kuvajtu Irákem s následnou tzv. válkou v Zálivu. Zvýšení cen po tomto válečném konfliktu korigovala OPEC zvýšením produkce. Za druhou ropnou krizi můžeme považovat situaci z poloviny 90. let, kdy cena ropy výrazně vzrostla, jako důsledek ekonomické krize v Asii a současného zvýšení produkčních kvót států OPEC (Filipiaková, 2010).

Vývoj ceny ropy za období popsané v této podkapitole ilustruje obrázek 4. uvedený v příloze na straně 50.

2.2.2 Cena ropy po roce 2000

První významnou událostí, která měla za následek změnu v ceně ropy v tomto období, jsou teroristické útoky proti USA 11. září 2001. Americká ekonomika po útocích zažívá útlum v průmyslu i odliv investic, a to především díky obavám z dalších teroristických útoků (McManus, 2007). S tím také souvisí menší poptávka po ropě ze strany USA, a jelikož je jedním z předních spotřebitelů (zároveň i importéru) komodity, vzniká přebytek ropy ve světě spojený s poklesem ceny. Tato situace netrvá dlouho. Po překonaných obavách z útoků a pobídkách v americkém průmyslu nastává výraznější růst cen ropy v roce 2003 způsobený především vpádem spojeneckých vojsk do Iráku, a také politickou situací spojenou s upevněním pozice prezidenta ve Venezuele (člen OPEC), která způsobila stávky v odvětvích ropného průmyslu v zemi (Yergin, 2006).

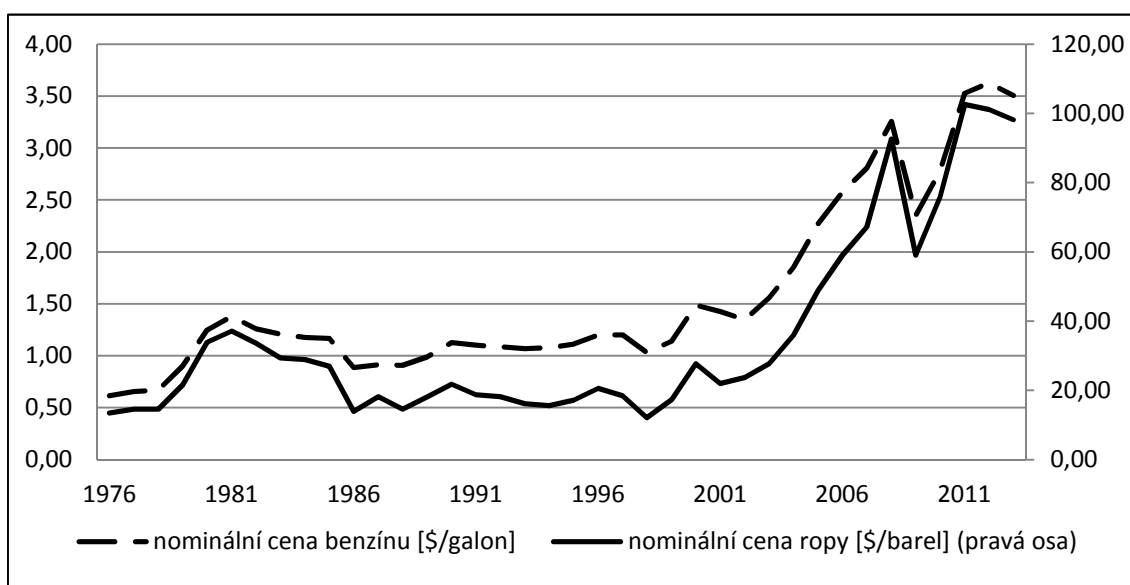
Růst ceny ropy pokračoval i nadále. Svůj podíl na něm měly i hurikány, jež byly součástí atlantického období hurikánů 2005. Byly to především hurikány Katrina a Rita (potažmo i Wilma), které zasáhly pobřeží Mexického zálivu. Následky byly pro USA katastrofické, hurikány vyřadily 27 % jejich produkce (Yergin, 2006).

Posledním důležitým milníkem ve vývoji ceny ropy po roce 2000 byla nepochybně hypoteční krize USA v roce 2007 následovaná celosvětovou finanční krizí. Na rostoucí cenu ropy v tomto období má vliv několik faktorů, z nichž můžeme jmenovat například slabý dolar, zvýšení poptávky po ropě následkem spekulací na finančních trzích, které měli zajistit snížení rizika portfolií či nadcházející olympijské hry v Číně (výrazný spotřebitel ropy). Na podzim roku krize vyvrcholila a následoval propad ekonomiky doprovázený klesající cenou ropy (Mollick, Assefa, 2013).

Cena ropy se v období nepřetržitého růstů 2001 – 2008 vyšplhala z cca 24 \$ na 80 \$ za barel. Následoval pád, zapříčiněný celosvětovou hospodářskou krizí na 61,67 \$ za barel v roce 2009. Oživování globální ekonomiky po krizi zvyšovalo v následujících letech cenu ropy až nad maximum z roku 2008 (BP Statistical Review of World Energy, 2014). Tento vývoj dokládá obrázek 4 uvedený v příloze na straně 50.

2.2.3 Vliv ceny ropy na cenu benzínu

Cena ropy je celosvětově sledovaný údaj, v současné době je stále nejvyužívanějším zdrojem energie a je také základem mnoha vyráběných produktů. Aby bylo možné ropu využít k výrobě energie či jiných produktů, je nutné ropu nejdříve zpracovat destilací na deriváty – propan, míscí složky benzínu, petrolej, asfalt atd. (EIA, 2012). Benzín je rovněž derivátem ropy a patří do kategorie lehkých ropných destilátů. Z toho se dá předpokládat, že cena benzínu bude závislá na ceně ropy. Zda-li tomu opravdu tak je, nás může přesvědčit následující graf (ilustrující situaci v USA od 1980) na obrázku 1.



Obr. 1 Graf nominálních ceny ropy a benzínu v USA od roku 1976 do 2013

Zdroj: EIA: Short-Term Energy Outlook Real and Nominal Prices, 2014

Celá tato podkapitola *Cena ropy a cena benzínu* byla zaměřena na vývoj ceny ropy a s ním související vývoj ceny benzínu v USA. Je nutné ještě zmínit pár „čísel“, proč bylo předešlé popsáno. USA je totiž jedním z předních spotřebitelů nejen ropy, ale i ropných derivátů. A jelikož Spojené státy americké nemají už v současné době tak velká naleziště ropy na svém území, jsou i předním světovým importérem této komodity a jejích derivátů. Jak uvádí Beresteanu a Li (2011), USA musí dovážet zhruba 60 % ropných produktů. Za rok 2013 Spojené státy spotřebovaly 30,76 % lehkých ropných destilátů. Pro srovnání, celá Asie spotřebovala přibližně stejné množství (32,62 %) těchto destilátů, nutno podotknout, že data s Asií zahrnují přední spotřebitele ropy (i derivátů) jako je Japonsko a Čína. Evropská unie naproti tomu spotřebovala „pouze“ 9,36 % lehkých ropných derivátů (BP Statistical Review of World Energy, 2014). Poslední údaj podle Ficana a Thompsona (2014), jež lze k danému zmínit, souvisí se spotřebou ropy dopravním sektorem USA. Ten údajně dosahuje 70 % z celkově spotřebovaného množství.

2.3 Automobilový průmysl v USA

USA byly téměř celé 19 století největším světovým producentem automobilů. Již v roce 1913 produkovaly 80 % světové produkce automobilů. S nástupem 70. let začal podíl produkce USA klesat a s nástupem osmdesátých let je na prvním místě vystřídal Japonsko (HISTORY.com, 2015). Od roku 2010 zaujímá první pozici Čína s podílem necelých 24 % na světové produkci. Druhé místo patří Japonsku s cca 14 %. Spojené státy zaujímají šestou pozici za Německem, Jižní Koreou a Indií. Situace na prvních 3 místech se ve vývoji po 2010 neměnila, avšak USA se postupně tlačí zpět na čtvrtou pozici zpět za Německo (OICA)⁸. V další části této kapitoly bude věnována pozornost historickému vývoji automobilového průmyslu v USA a budou tak identifikovány faktory, které vedly k tomu, že se stal největším respektive jedním z největších ve světě.

Na začátku automobilového průmyslu v USA stála jména jako Henry Ford, William C. Durant či Ransom E. Olds a mnoho dalších automobilových výrobců. V roce 1908 jich bylo ve Spojených státech přes 250, avšak do roku 1930 jich přežilo jen něco málo přes 40 (HISTORY.com, 2015). Hlavní příčinou byla Ford Motor Company Henryho Forda založená roku 1903, který postupně odbourával konkurenci malých firem svými výrobními postupy a inovacemi, jakými byla například pohyblivá montážní linka. To a mnohé další výhody sériové výroby dovolilo Ford Motor Company snižovat náklady na výrobu a tím i cenu vozidel, s čímž nemohly malé firmy držet krok. Ve dvacátých letech již 80 % produkce ovládaly tři největší automobilky nazývané „*The Big Three*“. Patřily mezi ně Ford Motor Company, General Motors Corporation (GM) založené 1908 a Chrysler Corporation založené 1920 (Klepper, 2002). K rozvoji automobilového průmyslu v USA vedlo hned několik faktorů, jedním z nich byla potřeba osobní i nákladní přepravy napříč Státy⁹. Dalším byl pak například relativně vysoký příjem na obyvatele (i oproti evropským zemím), který vedl k rostoucí poptávce po automobilech (Coffey, Layden; 1996).

Po druhé světové válce nastalo období, kdy se začaly vyrábět převážně větší, prostornější a výkonnější auta s větším motorem. To vedlo k výraznějšímu znečištění ovzduší a zvýšené spotřebě benzínu. Autům té doby se začalo říkat „*Gas Guzzlers*“ neboli žrouti benzínu. Tyto skutečnosti společně s ropnými šoky vedly ke snižování poptávky po vozidlech tohoto typu v sedmdesátých letech a zapříčinily tak nárůst poptávky po efektivních – méně nákladných – vozidlech z pohledu spotřeby paliva. Těmi byla malá úsporná auta z Japonska. Na to také navazuje výše zmí-

⁸ Dle statistik organizace OICA pro roky 2000 až 2013 dostupných na webu: <http://www.oica.net/category/production-statistics>; uvedené podíly byly počítány jen z údajů pro automobily pro osobní využití tzv. „cars“, pokud by byly do výpočtu zahrnuty i tzv. „commercial cars“ USA by neklesly níže než na čtvrtou pozici.

⁹ USA jsou velmi rozlehlou zemí a v minulém století je tvořila izolovaná města roztroušená po celém území, která bylo při ekonomickém vývoji logisticky propojit. Velký nárůst v automobilové výrobě zapříčinil, že bylo potřeba zkvalitnit cesty. To vedlo federální vládu ke dvěma Aktům v letech 1916 (Federal Aid Road Act) a 1921 (Federal Highway Act), které podpořily výstavbu silnic napříč celou zemí.

něná změna na předních místech v celosvětové produkci aut, kdy s koncem 70. let končí i „světová nadvláda“ USA v produkci aut (Coffey, Layden; 1996).

Důvodem popisu historických událostí a zkoumání vlivů na vývoj automobilového průmyslu USA má své opodstatnění. Je to velmi významné odvětví průmyslu USA mající nesporný vliv na celou ekonomiku Spojených států amerických. Automobilový průmysl je totiž velkým spotřebitelem například hutnického či ropného průmyslu. Dále s vývojem elektroniky a informačních systémů se stává automobilový průmysl významným spotřebitelem i odvětví tohoto zaměření. Nemalý podíl má automobilový průmysl v USA i na zaměstnanosti, ať už v samotných automobilkách, nebo například v oboru dopravních staveb. Výstavba nových silnic a dálnic má vliv na turismus prostřednictvím vzniku nových letovisek, motelů, restaurací či zábavních parků v blízkosti frekventovaných dopravních uzlů (HISTORY.com, 2015).

3 Data a metodika práce

K odhadu závislosti objemu prodaných aut na ceně benzínu v USA bude využito **lineární regrese**, přesněji metody OLS – nejmenších čtverců (z anglického Ordinary Least Squares). Modelována budou data dvou **časových řad**, konkrétně časové řady cen benzínu a časové řady objemu prodaných automobilů. K odhadům těchto modelů bude použit SW Gretl. Veškeré tabulky a grafy v práci, jsou výsledkem vlastního zpracování, pokud nebude uvedeno jinak. Zvolená hladina významnosti pro testování statistických hypotéz je 5 % respektive 0,05.

3.1 Data

K odhadu modelu byly shromážděny 2 datasety obsahující údaje za celé zkoumané období, tedy leden 2000 – prosinec 2010. Jedná se o údaje časových řad s měsíčními intervaly mezi jednotlivými pozorováními. Na internetových stránkách *U. S. Energy Information Administration* – www.eia.gov – (dále jen EIA) byla získána data časové řady ceny benzínu¹⁰ a z webových stránek *U. S. Bureau of Economic Analysis* – www.bea.gov – (dále jen BEA) byla shromážděna data časové řady pro celkový objem prodaných aut¹¹ v USA i včetně zkoumaných kategorií aut¹². Časová řada ceny benzínu je v jednotkách americký dolar (USD) za galon¹³ a časové řady objemu prodaných automobilů jsou v jednotkách tisíc kusů.

Nyní bude charakterizován již mnohokrát zmíněný pojem časová řada, její vlastnosti a postup při práci s časovými řadami.

3.1.1 Časová řada

Profesor Hindls (2007, str. 246) vysvětluje časovou řadu jako „*posloupnost věcně a prostorově srovnatelných pozorování (dat), která jsou jednoznačně uspořádána z hlediska času ve směru minulost – přítomnost*“.

Nejčastější využívanou metodou pro modelování časových řad je jednorozměrný model (1). K tomu lze dále přistupovat více způsoby, v této práci bude chápán jako **klasický model**, který rozděluje časovou řadu na čtyři složky (Hindls, 2007):

¹⁰ Zdrojem je soubor dostupný z odkazu: http://www.eia.gov/dnav/pet/xls/PET_PRI_GND_A_EPMO_PTE_DPGAL_M.xls.

¹¹ Zdrojem je soubor dostupný z odkazu: https://www.bea.gov/national/xls/gap_hist.xls. Pro kategorii japonský import jsou data dostupná z odkazu na webových stránkách Japan Automobile Manufacturers Association, Inc. (JAMA): <http://jamaserv.jama.or.jp/newdb/eng/index.html>

¹² V případě kategorizování automobilů se jedná o časové řady jednotlivých kategorií. Pro úplnost lze uvést, že kromě dat typu „časová řada“ existují ještě „průřezová data“, ta zkoumají proměnné u prostorově, časově i věcně vymezených subjektů a „panelová data“, která jsou kombinací předchozích typů (Hindls, 2007).

¹³ US gallon = 3,7854 litrů

- Trendovou složku (T_t)
- Sezónní složku (S_t)
- Cyklickou složku (C_t)
- Náhodnou složku (ε_t)

Klasický model pak můžeme zapsat vzorcem (2). V obou vzorcích platí následující: y_t odpovídá hodnotě ukazatele v čase t , přičemž $t = 1, 2, \dots, n$.

$$y_t = f(t, \varepsilon_t) \quad (1)$$

$$y = T_t + S_t + C_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Trendová, sezónní a cyklická složka dohromady tvoří tzv. *deterministickou část* (Hindls, 2007).

Jak uvádí autoři Klier a Linn (2010) nebo Langer a Miller (2013), lze u ceny benzínu pozorovat sezónní výkyvy v průběhu roku, kdy cena v letních měsících dosahuje vyšších hodnot než v zimních. Může to být například způsobeno výskytem hurikánů v létě nebo obdobím letních prázdnin, kdy rodiny cestují na dovolené autem, zvyšují tak poptávku po benzínu, což vede ke zvýšení jeho ceny. Proto bude nutné ceny benzínu očistit o sezónní vlivy.

Předtím, než bude stanovena metoda tzv. sezónního očištění, je nutné uvést postup, jakým byla data časové řady *cena benzínu* sestavena¹⁴:

1. Ve Spojených státech amerických (stejně jako v ČR) se používá benzín s různým oktanovým číslem (Gasoline Grades). V této práci bude použita cena pro tzv. „All Grades“, kdy sama organizace EIA počítá vážený průměr ze všech těchto kategorií benzínu. Váhami jsou objemy prodeje na úrovních měst, států, regionů a celé země.
2. Dále jsou v USA dva typy benzínu. Jedním je obvyklý benzín (Conventional gasoline) a druhým je přeformulovaný benzín (Reformulated Gasoline). Práce bude pracovat s váženým průměrem obou typů tzv. „All Formulations“ podle EIA.
3. Agentura EIA shromažďuje data o cenách benzínu z přibližně 800 maloobchodních (retail) prodejen na týdenní bázi. Z těchto jsou pak počítány výše uvedené vážené průměry pro týdenní, měsíční a roční data za města/státy/oblasti anebo celou zemi. Oblastmi je myšleno pět standardních regionů využívaných EIA jako *Petroleum Administration for Defense District*

¹⁴ Terminologie následujících bodů převzata (a volně přeložena) z webové stránky EIA: Table Definitions, Sources, and Explanatory Notes; url: http://www.eia.gov/dnav/pet/TblDefs/pet_pri_gnd_tbldef2.asp.

(PADD)¹⁵. V práci by mohl být počítán průměr z těchto pěti oblastí PADD, ovšem při porovnání s národním váženým průměrem, který rovněž počítá EIA, dochází k zanedbatelným rozdílům¹⁶. Proto bude práce využívat vážený průměr zveřejněný EIA¹⁷ „U. S. All Grades All Formulations Retail Gasoline Prices“.

4. EIA nabízí výstupy ceny benzínu ve dvou typech. Prvním typem jsou *nominální ceny* a druhým typem jsou *reálné ceny*. Jedná se v podstatě o tatáž data, jen s tím rozdílem, že reálné ceny jsou vztaženy k určitému časovému okamžiku a vyjadřují tak, jakou hodnotu by měla data minulých období v cenách stanoveného okamžiku. Práce bude využívat nominální ceny, čímž bude eliminována možná chyba při různě stanovených obdobích, ke kterým by se reálné ceny počítaly.

3.1.2 Sezónní očištění

Na začátku kapitoly 3.1 bylo zmíněno, že časová řada ceny benzínu bude pravděpodobně obsahovat sezónní složku. Je vhodné tato data o sezónní vlivy očistit. Časová řada pak bude obsahovat pouze trendovou, cyklickou a reziduální složku. Sezónně očištěné časové řady se využívají pro svou lepší vypovídací schopnost a možnost srovnání hodnot v intervalech, jelikož nejsou zatíženy specifickými podmínkami těchto časových úseků. Prostřednictvím očištěných dat lze lépe zkoumat dlouhodobé vztahy mezi časovými řadami, nevzniká zde nevyžádaná krátkodobá závislost, která může být způsobena v souvislosti se sezónní složkou. Rovněž se předpokládá, že zkoumání vztahů mezi očištěnými časovými řadami je pak snazší a interpretace výsledků jasnější. Eliminuje se tak možné zkreslení výsledků regresní analýzy, kdy použití sezónně neočištěných časových řad může vést k tzv. zdánlivé (nepravé) závislosti, a tedy i k výsledkům bez vypovídací hodnoty (Artl, Škuthanová; 1995).

Možností, jak data časové řady očistit o sezónnost je několik. Jak uvádí Hindls (2007), lze použít metod jednoduchých či složitých. Mezi jednoduché metody se řadí například klouzavé průměry, na nich založené různé lineární filtry (například Hendersonovy). Složitějšími metodami jsou pak různé regresní metody a mezi nejsložitější se řadí kombinace těchto metod, kterou využívají počítačové programy.

V této práci bude využito metody X-12-ARIMA, tu použily při očišťování cen benzínu i autoři Klier a Linn (2010) nebo Langer a Miller (2013), když zkoumali vliv ceny benzínu na prodeje automobilů. Využití metody X-12-ARIMA bude eliminována i možnost početních chyb, jelikož výpočty bude provádět počítač. Stejně tak budou eliminovány systematické chyby jiných metod, na které upozorňuje Hindls

¹⁵ Rozdělení těchto regionů a více informací o nich (např. do kterého regionu spadají jednotlivé státy USA) lze získat z webových stránek EIA: <http://www.eia.gov/todayinenergy/detail.cfm?id=4890>.

¹⁶ Busse, Knittel, Zettelmeyer (2010) dospěli k závěru, že při různě průměrovaných (či agregovaných) cenách benzínu, dochází ke stejnému výsledku při zkoumání vlivu změn ceny benzínu.

¹⁷ Jistě vypočítaný propracovanějšími metodami než je v možnostech této práce.

(2007). Jedná se například o možnost nesprávně zvolené délky klouzavého období při užití klouzavých průměrů.

Sofistikovanějších metod využívaných při sezónním očišťování je samozřejmě více. Metoda X-12-ARIMA má své počátky v roce 1954, kdy americký úřad United States Census Bureau vytvořil první počítačový program „*Bureau of the Census method I*“ pracující na základě sezónních indexů. Zdokonalením pak byla „*Bureau of the Census method II*“, ze které se později vyvinuly další procedury označované jako X-1, X-2 atd. Tento vývoj dospěl až k vytvoření procedur X-11-ARIMA a X-12-ARIMA (Artl, Škuthanová; 1995). V dubnu roku 2015 byla uvedena nejnovější verze této procedury, a to X-13ARIMA-SEATS (US Census Bureau, 2015). Tyto zmíněné procedury byly a jsou využívány americkými institucemi jako například Bureau of Labor Statistics, Bureau of Economic Analysis či výše zmíněný US Census Bureau. Metody rovněž využívá kanadský statistický úřad Statistics Canada (Artl, Škuthanová, 1995). Naproti tomu institucemi Evropské unie je využívána metoda sezónního očišťování označována jako TRAMO/SEATS¹⁸. Mezi tyto instituce patří Eurostat, Evropská centrální banka, centrální banky a statistické úřady jednotlivých států EU. Rovněž Česká národní banka a Český statistický úřad využívají této metody (Adamec et al, 2013).

U datového souboru obsahujícího údaje o prodeji automobilů získaného z databáze BEA. Tento datový soubor obsahuje jak hrubá neočištěná data, tak data očištěná o sezónní vlivy. V práci budou použita neočištěná data, která budou následně očištěna pomocí metody X-12-ARIMA počítačem, aby byl zachován stejný postup očištění sezónních vlivů jako při očištění u ceny benzínu.

Hindls (2007) dále upozorňuje, že pokud není jasně zřejmé z dat, že obsahují sezónnost, je dobré data otestovat na výskyt sezónní složky. Jak sezónní očištění, tak test na výskyt sezónnosti bude provedeno instalovaným programem **X-12-ARIMA verze 0.3** v software Gretl. Shromážděná data pro modelování závislosti byla podrobena testu na přítomnost sezónnosti (*F*-test). Testování sezónnosti prokázalo přítomnost sezónních vlivů u všech zkoumaných kategorií, výsledky testů sezónnosti dokládají tabulky 12 a 13 v přílohách na straně 51.

3.1.3 Stacionarita časových řad

Při zkoumání závislostí mezi časovými řadami, může vzniknout problém zdánlivé regrese, pokud jsou analýze podrobena tzv. *nestacionární řady*. Je tedy žádoucí, aby časové řady vstupující do regresní analýzy byly stacionární, to znamená, aby střední hodnota i rozptyl časové řady byly v čase stejné. To, zda je časová řada stacionární či nikoliv, lze posoudit buď na základě grafu průběhu časové řady nebo některými vhodnými testy detekujícími jednotkový kořen (nestacionaritu) v časové řadě. V této práci bude použit test na potvrzení nestacionarity časových řad, který nabízí SW Gretl, a to *Rozšířený Dickey-Fuller test (ADF test)*. Mezi další

¹⁸ TRAMO - Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations, and Outliers; SEATS - Signal Extraction in ARIMA Time Series.

testy stacionarity patří například *Dickey-Fuller test*, *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test* či *Phillips-Perron test* (Artl, 1977).

ADF test ověřuje přítomnost jednotkového kořene v časové řadě a lze jej provádět ve třech verzích, kdy autoregresní rovnice má pak tvar: bez konstanty, s konstantou a s konstantou i trendem. Hypotézy ověřované v testu jsou pak stanoveny jako: H_0 : *Přítomnost jednotkového kořene (nestacionarita)* a H_1 : *Nepřítomnost jednotkového kořene (stacionarita)*. Na základě p -hodnoty ADF testu, pokud je menší než hladina významnosti 0,05, se pak zamítá nulová hypotéza H_0 o nestacionaritě ve prospěch alternativní hypotézy H_1 o stacionaritě časové řady. Výsledky ADF testu jsou uvedeny na straně 52 v příloze.

Hampel et al (2011) stanovují postup analýzy časových řad při testování stacionarity jako následující:

1. Otestování všech proměnných (časových řad) modelu na přítomnost jednotkového kořene (nestacionaritu) vhodným testem.
2. Pokud jsou časové řady stacionární, lze model odhadnout v obvyklé formě (nehrozí zdánlivá regrese)
3. Pokud jsou časové řady nestacionární, je nutné provést testy kointegrace časový řad. Pokud se prokáže kointegrace, lze model odhadnout v obvyklé formě.
4. Pokud se kointegrace neprokáže, odstraní se jednotkový kořen převedením proměnných na jejich první diference¹⁹ a následně se odhadne model na diferencích.

Jelikož testy prokázaly jednotkový kořen (nestacionaritu) všech časových řad, se kterými bude práce dále pracovat, je nutné ověřit dle výše zmíněného postupu, zda jsou kointegrované či nikoliv.

3.1.4 Kointegrace časových řad

Při analýze vztahů mezi časovými řadami se zabýváme dlouhodobými vztahy, ty na rozdíl od těch krátkodobých v čase nemizí. Analýzou těchto dlouhodobých vztahů je pak možné vysvětlit, zda existuje závislost mezi časovými řadami či nikoliv. Pokud systém časových řad směřuje v dlouhodobém horizontu k rovnovážnému stavu tzv. *ekvilibriu*, lze vyvodit závěr, že mezi časovými řadami v systému je závislost. Takovéto řady pak označujeme jako kointegrované. Naopak nejsou-li časové řady v ekvilibriu (nejsou kointegrované), neexistuje mezi nimi v dlouhodobém horizontu vztah, neboť se vyvíjejí nezávisle na sobě, a proto je zkoumání systému takovýchto řad bezpředmětné (Artl, 1997).

Z předchozího textu je zřejmé, že v případě nestacionárních časových řad je žádoucí, aby byly mezi sebou kointegrované. Za předpokladu, že jsou časové řady kointegrované, je pak možné odhadovat model metodou OLS z původních (netransformovaných) dat. Takto získané odhady, při splnění klasických předpokladů

¹⁹ Diferencí je myšlena hodnota vypočtena ze vztahu $d_t = y_t - y_{t-1}$ pro $t = 2, 3, \dots, T$.

získávají jednu z důležitých vlastností, a sice s rostoucím počtem pozorování se zpřesňují – jsou konzistentní.

K zjištění kointegrace slouží testy kointegrace časových řady, mezi které patří například *Engle-Grangerův test* a *Johansenův test*, které jsou v nabídce SW Gretl. V práci bude k testování kointegrace časových řad využito **Engle-Granger testu**. Průběh tohoto testu je následující: v prvním kroku je odhadnut statický regresní model²⁰ metodou OLS a v druhém kroku jsou testována rezidua odhadnutého modelu na přítomnost jednotkového kořene pomocí výše zmíněného ADF testu. V případě, že nezamítáme nulovou hypotézu ADF testu o přítomnosti jednotkového kořenu, považujeme rezidua za nestacionární. Z toho plyne, že zkoumané časové řady nejsou kointegrované (Artl, 1997). Výsledky testů kointegrace jsou uvedeny v příloze na straně 54. Z výsledků je patrné, že s časovou řadou ceny benzínu nejsou kointegrované následující kategorie vozidel: všechna vozidla celkem, light rucky – domácí, zahraniční i celkově, light vozidla a heavy trucky. Tyto zmíněné kategorie bude nutné modelovat v prvních diferencích²¹.

3.1.5 Vzájemné ovlivňování časových řad

Výzkum se také zaměří na posouzení existence vzájemného vlivu mezi časovými řadami tzv. *Grangerovské kauzality*. K tomu poslouží modelování mnohorozměrné časové řady, která vzniká sloučením dvou²² jednorozměrných časových řad, pomocí vektorového autoregresního modelu (dále jen VAR model). Sestaveny budou postupně dvourozměrné VAR modely pro jednotlivé kategorie. Pro všechny kategorie budou sestaveny VAR modely v diferencích, aby byla zachována podmínka stacionarity řad pro posouzení Grangerovy kauzality.

Pro každý VAR(p) model, sestavený jako rovnice (3), je nejdříve nutné zjistit, jaký je řád zpoždění p procesu. Software Gretl nabízí metodu srovnání hodnot informačních kritérií AIC, BIC a HQC, kdy nejnižší hodnota kritéria značí řád procesu.

$$Z_t = X_t - \Phi_1 X_{t-1} - \Phi_2 X_{t-2} - \dots - \Phi_p X_{t-p} \quad (3)$$

kde symboly Φ jsou matice koeficientů.

Výstup SW Gretl pak vygeneruje výsledky odhadů pro dvě regresní rovnice, kdy ve druhé rovnici vystupuje vysvětlovaná proměnná z první rovnice jako vysvětlující proměnná a naopak. Tyto rovnice pak slouží k testu Grangerovských kauzalit. Zda má vliv proměnná X na proměnnou Y (bude značeno jako $X \rightarrow Y$) a zda má vliv proměnná Y na proměnnou X (značeno $Y \rightarrow X$). Testy budou hodnoceny opět podle p -hodnot. Nulovou hypotézou je „není zde Grangerovská kauzalita“.

²⁰ Jedná se o regresní model, v němž se nevyskytují žádné zpožděné proměnné.

²¹ Stacionarizace všech kategorií prostřednictvím diferencí byla ověřena ADF testem. Výsledky testů (str. 53) zamítly nulovou hypotézu o nestacionaritě u všech kategorií.

²² I více časových řad. V práci půjde vždy o dvourozměrné řady, jelikož budou sestaveny vždy ze dvou časových řad. První budou kategorie vozidel a druhou vždy cena benzínu.

V práci se tedy postupně prozkoumá vliv ceny benzínu na jednotlivé kategorie pomocí odhadů metodou OLS, kdy v případě prokázané kointegrace mezi časovými řadami vstoupí do modelu původní data a v případě neprokázané kointegrace transformovaná data. Následně bude pomocí výše zmíněného VAR modelu posuzována Grangerovská kauzalita pro jednotlivé kategorie.

4 Výsledky

Tato kapitola je věnována samotnému zkoumání vlivu ceny benzínu na objem prodaných aut. V první části budou zkoumány kategorie automobilů, u kterých byla prokázána kointegrace s cenou benzínu. Vztah bude pro tyto kategorie modelován s využitím původních sezónně očištěných dat. Těmito kategoriemi jsou:

- „*Auta – domácí*“ – osobní auta domácích (amerických) značek
- „*Auta – zahraniční*“ – osobní auta zahraničních značek
- „*Auta – celkem*“ – osobní auta celkem (domácí + zahraniční)
- „*Auta – kanadský import*“ – import osobních aut z Kanady
- „*Auta – mexický import*“ – import osobních aut z Mexika
- „*Auta – japonský import*“ – import osobních aut z Japonska
- „*Auta – export*“ – export osobních aut z USA

V druhé části pak bude ověřován vliv ceny benzínu na kategorie, u kterých kointegrace nebyla prokázána. Modely pro tyto kategorie budou využívat 1. diference. Mezi tyto kategorie aut patří:

- „*Všechna vozidla*“ – obsahuje všechny kategorie
- „*LT – domácí*“ – light trucky²³ domácích značek
- „*LT – zahraniční*“ – light trucky zahraničních značek
- „*LT – celkem*“
- „*Light vehicles (LV)*“ – celková osobní auta a light trucky dohromady
- „*HT – celkem*“ – heavy trucky celkem²⁴

4.1 Modely s využitím původních dat

V první části této kapitoly bude ilustrován podrobný postup pro zkoumání daného vlivu na kategorii *auta – celkem*. Dále budou pro ostatní kategorie už jen komentovány výsledky tohoto postupu. Takto zvolený postup je použit jen pro kategorie, které na základě Engle-Grangerova testu vykazují evidenci pro kointegraci s cenou benzínu.

Předpokladem pro sestavení modelu pro ověření hypotézy, zda má cena benzínu vliv na prodej všech osobních aut, je, že existuje lineární vztah mezi těmito veličinami. Pro základní model popisující tento vztah bude mít následnou podobu:

²³ Mezi tzv. light trucky patří například vozidla typu SUV či dodávky.

²⁴ U kategorie *heavy truck* nejsou dostupná data rozdělena na domácí a zahraniční produkci. Do této kategorie patří nákladní automobily či kamiony.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t, \quad (4)$$

kde Y_t představuje celkový objem prodaných aut a X_t představuje cenu benzínu. β_0 je úrovněová konstanta, která představuje v kartézské soustavě souřadnic bod na ose y , ze kterého vychází regresní přímka, β_1 je pak směrnici této přímky. Vzhledem ke stanovené hypotéze o negativním vlivu ceny benzínu na prodej aut očekáváme u parametru β_0 kladné znaménko a u parametru β_1 znaménko záporné. Pro úplnost by se mohl tedy model přepsat do podoby:

$$Y_t = \beta_0 - \beta_1 X_t + u_t \quad (5)$$

Tabulka 1 předkládá základní statistické vlastnosti vysvětlující i vysvětlované proměnné.

Tab. 1 Popisné charakteristiky proměnných – „auta – celkem“ a cena benzínu

	Objem osobních aut (Y)	Cena benzínu (X)
Průměr	612,83	2,1952
Medián	633,11	2,0976
Minimum	391,41	1,2078
Maximum	877,54	3,7674
Směr. odchylka	95,540	0,6751
Variační koeficient	0,15590	0,3076

Jak je uvedeno na začátku kapitoly 3, všechna data pro objemy prodaných aut (celková i v kategoriích) jsou v jednotkách tisíc prodaných automobilů a cena benzínu je v USD za galon. Z tabulky 1 zřejmé, že v období 2000 – 2010 se v USA prodalo měsíčně v průměru 613 tisíc osobních aut, nejméně (zhruba 390 tisíc) se jich prodalo v únoru 2009, naopak nejvyšší objem prodeje (cca 877 tisíc) byl zaznamenán v říjnu 2001. Průměrná cena benzínu ve sledovaném období byla na úrovni cca 2,2 \$/galon. Minima dosáhla cena benzínu v únoru 2002, tzn. 1,20 \$/galon a maxima dosáhla v červenci 2008 s cenou přibližně 3,77 dolaru za galon. Hodnoty pro oba soubory jsou znázorněny grafem v příloze na straně 56. Srovnáním variačních koeficientů zjistíme, že variabilita těchto dvou datových souborů se liší přibližně o 15 %.

V následující tabulce 2 jsou zaneseny výsledky odhadů parametrů pomocí metody OLS. Model lze následně přepsat do konkrétní podoby:

$$\hat{Y}_t = 746,753 - 61,0054 \times X_t \quad (6)$$

Tab. 2 Model závislosti prodeje kategorie „auta – celkem“ na ceně benzínu – metoda OLS

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
Konstanta	746,753	25,712	29,040	1,10e-58***
Cena benzínu	-61,005	11,199	-5,447	2,47e-7***

OLS odhad koeficientů modelu vyšel dle předpokladu, tedy že znaménka jsou v souladu s očekáváním. Hodnotu úrovně konstanty lze v tomto případě interpretovat jen teoreticky, a to tak, že při ceně benzínu 0 \$ za galon (což je v praxi značně nepravděpodobné) se prodá v USA přibližně 747 tisíc osobních aut. Hodnota koeficientu β_1 nám udává změnu hodnoty závislé proměnné Y při změně nezávisle proměnné X o jednotku, tzn. při zvýšení ceny benzínu o 1 \$/galon klesne objem prodaných osobních aut o 61 tisíc. Symetricky pak nastává stejná situace při snížení ceny benzínu o 1 \$/galon. To zvedne prodej aut o stejný počet, tzn. o 61 tisíc osobních aut. Oba koeficienty modelu jsou statisticky významné na základě jejich p -hodnot²⁵.

V tabulce 3 jsou uvedeny vybrané charakteristiky modelu:

Tab. 3 Vybrané hodnoty výstupu metody OLS

Koeficient determinace (R^2)	0,1858
Adjustovaný koef. determinace (R_{adj}^2)	0,1796
p -hodnota pro F -test	2,47e-07
Schwarzovo kritérium (SIC)	1559,94
Durbin-Watsonova statistika	0,4076

Adjustovaný koeficient determinace vypovídající o kvalitě modelu dosahuje hodnoty cca 18 %. To není příliš vysoká hodnota, proto se budeme dále v práci snažit modifikací modelu tento koeficient zvýšit, aby model vysvětloval závislost lépe. Hodnota Schwarzova informačního kritéria bude použita pro srovnání kvality tohoto modelu s jeho následnými modifikacemi. p -hodnota pro celkový F -test modelu nám říká, že model je správně definován. Vybrány byly rovněž hodnoty koeficientu determinace a Durbin-Watsonovy statistiky, jelikož jejich porovnání může sloužit k detekci nepravé regrese. Pokud je DW statistika větší než R^2 , pravděpodobně v modelu nedochází k nepravé regresi.

Ověření správné specifikace modelu pomocí RESET testu nám dá tyto údaje:

²⁵ SW Gretl označuje symbolem *** u p -hodnoty značí statistickou významnost na hladině $\alpha = 0,01$ a lepší, ** pro významnost na hladině $\alpha = 0,05$ a * pro $\alpha = 0,10$.

Tab. 4 RESET test základního modelu

Test RESET pro specifikaci	
Nulová hypotéza:	Specifikace je adekvátní
Testovací statistika:	$F(2,128) = 7,56$
p -hodnota:	0,0008

Z tabulky 4 je zřejmé, že model není správně specifikován. To může být způsobeno například tím, že model není lineární nebo jsou opomenuty vysvětlující proměnné. První možností je tedy zkusit místo lineárního modelu definovat tzv. *double-log model*, kde vystupují obě proměnné ve formě svých přirozených logaritmů. Ovšem po otestování tohoto modelu lze zjistit, že tato specifikace rovněž není adekvátní (p -hodnota je 0,006). Pravděpodobně je tedy špatná specifikace způsobena sestavením statického lineárního modelu, který nezahrnuje zpožděné proměnné, které je při zkoumání tohoto vztahu očekávatelné. Proto transformujeme statický model na dynamický tím, že přidáme zpožděné vysvětlující proměnné. Obecný tvar modelu lze pak zapsat jako:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_p X_{t-p} + u_t \quad (7)$$

kde p značí počet zpožděných období.

Pokud tedy zpozdíme vysvětlující proměnnou o jedno období (jeden měsíc), dostaneme následující výsledky. Jak konstanta, tak zpožděná proměnná X_{t-1} zůstávají signifikantní²⁶. Hodnota R_{adj}^2 vzroste cca o 2, což značí zlepšení kvality modelu. Stejně tak zlepšení kvality modelu značí i nižší hodnota SIC. RESET test opět značí nesprávnou specifikaci modelu, avšak má již výrazně lepší p -hodnotou 0,008. Přidáním další zpožděné proměnné X_{t-2} dosáhne opět lepších hodnot u sledovaných informačních kritérií, avšak proměnná X_{t-1} se stává v tomto modelu nesignifikantní, proto ji z modelu vypustíme a ponecháme pouze proměnnou zpožděnou o 2 měsíce. RESET test specifikace má pro takto sestavený model hodnotu 0,029. Obdobným postupem zjistíme, že je do modelu vhodné zahrnout jen zpožděnou X_{t-3} . Výsledek RESET testu po této transformaci modelu již produkuje p -hodnotu 0,065.

Nyní lze provést testy správně specifikovaného modelu, abychom zjistily přítomnost heteroskedasticity a autokorelace reziduí, dále také zda jsou rezidua normálně rozdělena. K detekci heteroskedasticity využijeme White test dostupný v SW Gretl. Nulová hypotéza pro tento test je „Není přítomna heteroskedasticita“. Výstupem testu je pak následující tabulka:

²⁶ Hodnoty odhadnutých parametrů jsou $\beta_0 = 751,138$ a $\beta_1 = -63,734$.

Tab. 5 White test modelu (zpoždění o tři období)

White test heteroskedasticity	
Nulová hypotéza:	Není zde heteroskedasticita
Testovací statistika:	$F = 8,64$
p -hodnota:	0,0126

p -hodnota udává, že zamítáme nulovou hypotézu o nepřítomnosti heteroskedasticity ve prospěch alternativní hypotézy, kterou je přítomnost heteroskedasticity. Dalším testem je test autokorelace podle Breusche-Godfreyho. Nulová hypotéza tohoto testu je stanovena jako „Není přítomna autokorelace“. Autokorelace bude testována až do zpoždění řádu 12 podle pravidla, kdy má smysl testovat zpoždění do $\sqrt{n} = \sqrt{132} \doteq 12$, kde n značí počet pozorování datového souboru. Z tabulky 6 je zřejmé, že na základě nízké p -hodnoty testu zamítáme nulovou hypotézu. Lze tedy říci, že takto sestavený model je zatížen autokorelací chybového členu.

Tab. 6 Breuch-Godfrey test modelu (zpoždění o tři období)

Breuschův-Godfreyův test autokorelace	
Nulová hypotéza:	Není autokorelace
Testovací statistika:	$LMF = 18,24$
p -hodnota:	$2,076 \times 10^{-31}$

Posledním provedeným testem je test normality reziduí. Použitý test se nazývá Chí-kvadrát test dobré shody²⁷ s nulovou hypotézou „Rezidua jsou normálně rozdělena“. Neprokázání normality reziduí má za následek snížení vypovídací hodnoty t -statistik a celkového F -testu věrohodnosti modelu. Ovšem vzhledem k počtu pozorování, lze s ohledem na konvergenci chybového členu k normálnímu rozdělení předpokládat, že nebude docházet k výraznému snížení věrohodnosti modelu.

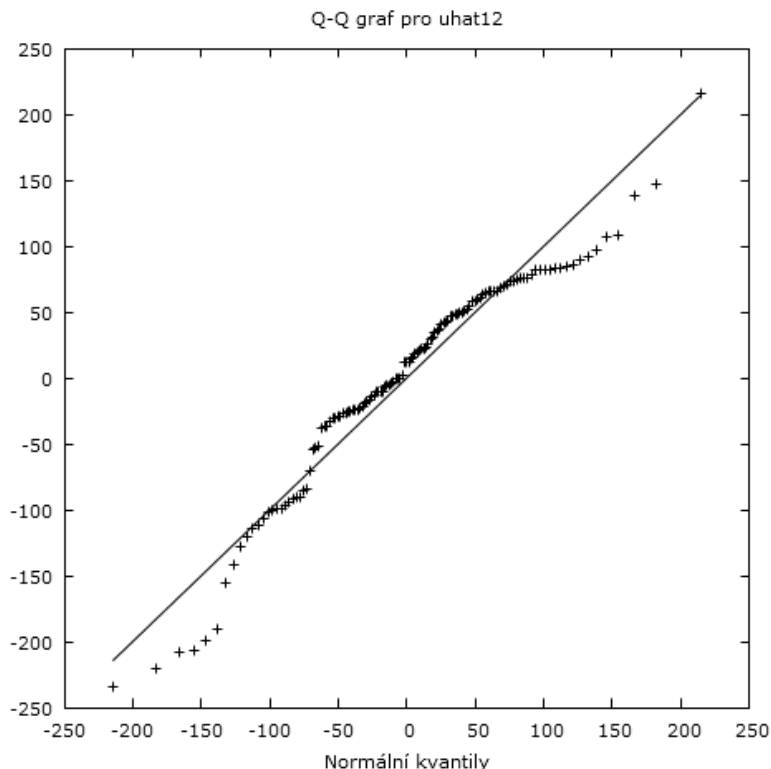
Tab. 7 Chí-kvadrát test dobré shody modelu (zpoždění o tři období)

Chí-kvadrát test dobré shody	
Nulová hypotéza:	Chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika:	$\chi^2(2) = 11,76$
p -hodnota:	0,0027

Tento test rovněž zamítá nulovou hypotézu, z toho plyne, že rezidua nemají normální rozdělení, o čemž nás může přesvědčit i Q-Q graf reziduí (na obrázku 2) rovněž využívaný při zkoumání normálního rozdělení reziduí. Za předpokladu nor-

²⁷ Někdy se zapisuje název se symbolem řecké abecedy s horním indexem, tj. χ^2 test dobré shody.

málního rozdělení by jednotlivé body znázorňující rezidua kopírovaly přímku vyznačenou rovněž v grafu sestavenou dle rovnice $y = x$.



Obr. 2 Q-Q graf rozdělení chybového členu

Z výsledků testů je zřejmé, že takto sestavený model nelze použít k vyjádření zkoumaného vztahu. Zlepšení kvality modelu i testů však nastává, pokud přidáme další zpožděné proměnné. Na základě tohoto poznatku můžeme předpokládat, že změna ceny benzínu působí na objem prodaných osobních aut se zpožděním. Sestavením tzv. *dynamického lineárního modelu* se lze vyhnout problému s lineární závislostí mezi zpožděnými vysvětlujícími proměnnými. Pravděpodobně také bude dosaženo i zlepšení v oblasti kvality modelu a testů. Dynamický lineární model nahrazuje zpožděné vysvětlující proměnné jednou zpožděnou vysvětlovanou proměnnou. Model pak dostane podobu rovnice:

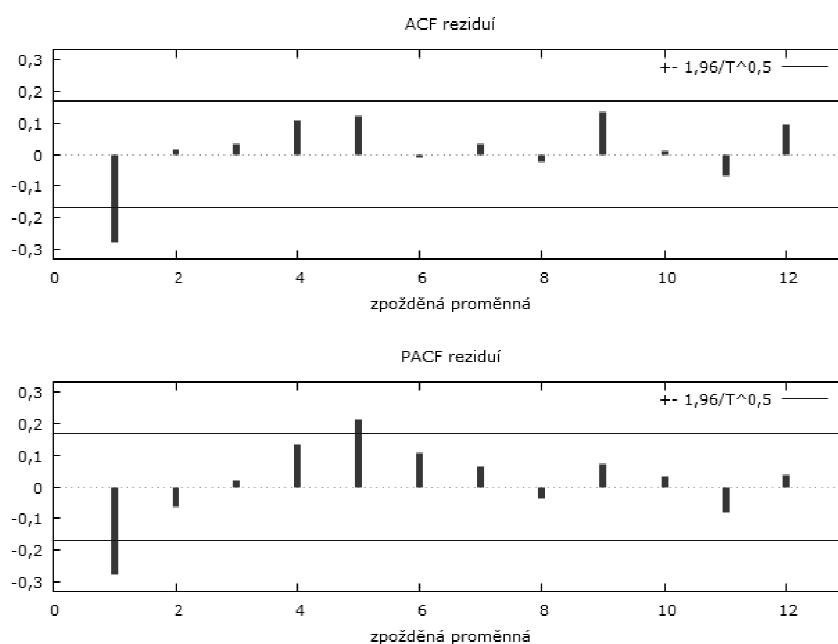
$$Y_t = \alpha_0 + \beta_0 X_t + \lambda Y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

V rovnici (8) pak α_0 je novou úrovnovou konstantou, koeficient λ vyjadřuje vliv zpoždění X na Y , a to při $\lambda > 1$ platí, že se vzrůstajícím časovým zpožděním je vliv X na Y větší. Při $\lambda \in (0; 1)$ s narůstajícím časovým zpožděním vliv X na Y postupně klesá.

Aplikací metody OLS na dynamický lineární model získáme statisticky signifikantní odhady koeficientů regresní rovnice na zvolené hladině významnosti. Vý-

razný nárůst je zaznamenán v hodnotě R_{adj}^2 , ta dosahuje 71,35 %. Rovněž nastává zlepšení ve sledovaném informačním kritériu SIC. I celkový F -test má potřebný výsledek.

Test na přítomnost heteroskedasticity nyní nezamítá nulovou hypotézu, p -hodnota testu dosahuje výrazného zlepšení, je rovna 0,59. Pokud otestujeme lineární závislost vysvětlujících proměnných, dostaneme rovněž příznivou hodnotu parametru VIF, a sice $1,203 < 10$. V modelu se tedy nevyskytuje kolinearita vysvětlujících proměnných. Co se týče testu sériové korelace chybového členu, tak zde nastává opět problém. Vyskytuje se zde opět autokorelace 1. řádu i vyšších řádů²⁸. Což je patrné z korelogramu reziduí ACF/PACF na obrázku 3.



Obr. 3 Korelogram reziduí – dynamický lineární model

Není naplněna ani podmínka normálního rozdělení reziduí. Model se potýká s problémem autokorelace. Což je častým problémem při sestavování modelu z časových řad, protože jejich hodnoty v po sobě jdoucích obdobích nejsou nezávislé, ale determinované předchozími hodnotami. Výskyt autokorelace v modelu je s největší pravděpodobností způsoben použitím sezónně očištěných dat, kdy systematické vyrovnání časové řady způsobí lineární závislost mezi pozorováními chybového členu.

Takto sestavený dynamický lineární model má konkrétní podobu:

²⁸ K eliminaci autokorelace 1. řádu by se dalo dojít změnou metody OLS na metodu GLS. Nevyřešil by se tím však problém s autokorelací vyšších řádů, proto bude od této metody v práci ustoupeno.

$$Y_t = 147,115 - 13,086 \times X_t + 0,804 \times Y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

Model nesplňuje požadavky BLUE kvůli porušení předpokladu o neexistenci sériové korelace chybového členu. Předpokládá se však, že sériová korelace je způsobena očištěním časových řad od sezonních vlivů a jedná se tedy o tzv. čistou sériovou korelaci, která není způsobena nesprávnou specifikací modelu a nezpůsobuje tak vychýlení v odhadech koeficientů modelu. Při výskytu autokorelace (či heteroskedasticity) v modelu je vhodné model odhadnout s robustními směrodatnými chybami. Výstup pro tento model zaznamenává tabulka 8:

Tab. 8 Dynamický lineární model závislosti prodeje osobních aut na ceně benzínu – robustní směrodatné chyby

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
Konstanta	147,115	58,932	29,04	0,0138***
X_t	-13,086	6,800	-1,924	0,0465**
Y_{t-1}	0,804	0,076	10,560	3,93e-19***

Model lze tedy využít k nezamítnutí hypotézy o vlivu ceny benzínu na objem prodaných osobních aut v USA v 2000 – 2010. Ze záporného koeficientu X_t je patrné, že při zvýšení ceny benzínu klesá prodej osobních aut o 13 tisíc ks a naopak. Tento efekt klesá s každým dalším řádem zpoždění, což je patrné z koeficientu před proměnnou Y_{t-1} ležícím v intervalu od 0 do 1. Podle hodnoty R^2 lze říct, že model vysvětluje necelých 72 % veškerého rozptylu reziduí, je zde tedy výrazný vliv změny ceny benzínu na budoucí objem prodaných osobních aut.

Výše uvedený postup bude aplikován i na zbylé kategorie s tím rozdílem, že bude přistoupeno rovnou k sestavení dynamických lineárních modelů se zpožděnou vysvětlovanou proměnnou, jelikož se předpokládá, že i zbylé kategorie budou reagovat rovněž se zpožděním. Dále v textu jsou uvedeny výsledky testů pro jednotlivé kategorie, poté následuje tabulka shrnující výsledky samotných odhadů jednotlivých modelů.

1. Domácí auta

Odhadem modelu dostaneme následující výsledky. R^2 o hodnotě cca 78 %. F-test má p -hodnotu pod hranicí 0,05. White test s p -hodnotou 0,57 nezamítá homoskedasticitu. Test autokorelace má p -hodnotu pod 0,05, což zamítá hypotézu, že se nevyskytuje autokorelace. Korelogram reziduí ukazuje, že se jedná o autokorelaci 1. a 9. řádu. Tato sériová korelace je patrně čistá a způsobená použitím očištěných dat o sezónní vlivy, nezpůsobuje tedy vychýlení koeficientů regrese. Chybový člen nemá normální rozdělení, lze tedy předpokládat sníženou vypovídací hodnotu modelu.

2. Zahraniční auta

U odhadu tohoto modelu nastává problém se statistickou významností koeficientu pro vysvětlující proměnnou cena benzínu. Řešením v situaci, kdy je ko-

eficient nesignifikantní, je odstranění příslušné vysvětlující proměnné z modelu. Avšak v modelech této práce je používána jen jedna vysvětlující proměnná, a sice cena benzínu. Proto tuto proměnnou z modelu nemůžeme odstranit, pouze nahradit. Nahradit by se tato proměnná dala její druhou mocninou a byl by tak zkoumán vztah mezního vlivu ceny benzínu na prodej domácích aut, avšak ani takto zvolený postup nevede ke zlepšení problému s významností vysvětlující proměnné. Hodnoty pro tento model jsou uvedeny na posledním řádku tabulky 9.

3. Importovaná kanadská auta

$R^2 = 0,72$, p -hodnota pro F -test modelu je nižší než 0,05. Test heteroskedasticity nezamítá hypotézu neexistence heteroskedasticity na základě p -hodnoty 0,78. Test autokorelace ukazuje na slabou autokorelaci (p -hodnota je 0,006). Na rozdíl od všech předchozích modelů není v tomto modelu normální rozdělení chybového členu zamítnuto p -hodnotou Chí-kvadrát testu dobré shody, která je 0,086.

4. Importovaná mexická auta

$R^2 = 0,65$, F -test dokládá průkaznost modelu. White test s p -hodnotou 0,78 nezamítá homoskedasticitu. Test autokorelace s p -hodnotou 0,01 poukazuje na výskyt slabé autokorelace. Normalita reziduí je zamítnuta na základě p -hodnoty testu. U tohoto modelu se poprvé objevuje u koeficientu β_0 kladná hodnota. To značí, že vliv benzínu má pro tuto kategorii opačný vliv než u ostatních. Nárůst ceny benzínu ovlivňuje (se zpožděním) má za následek zvýšení objemu prodaných aut dovezených z Mexika.

5. Importovaná japonská auta

Koeficient determinace má hodnotu 0,78. Celkový F -test modelu potvrzuje průkaznost. Výsledkem White testu je nezamítnutí nulové hypotézy (p -hodnota je 81). Test autokorelace značí výskyt slabé autokorelace s p -hodnotou 0,036. Normální rozdělení je zamítnuto. V tomto modelu se rovněž u koeficientu β_0 vyskytuje kladná hodnota, která udává pozitivní vazbu mezi cenou benzínu a japonským importem osobních aut.

6. Exportovaná auta z USA

R^2 je nižší než v předchozích případech, tzn. 0,32. Celkový F -test průkaznosti modelu má p -hodnotu pod 0,05, p -hodnota White testu je 0,72, test autokorelace s p -hodnotou 0,001, (to opět značí očekávanou slabou autokorelaci) a konečně p -hodnota testu normality je 0,09. Rovněž u tohoto modelu se vyskytuje kladná hodnota koeficientu u vysvětlující proměnné – cena benzínu.

Pro všechny výše zmíněné modely byla zkoumána autokorelace 1. až 12. řádu. Autokorelace byla zjištěna u všech kategorií, proto bylo přistoupeno k odhadování modelů s robustními směrodatnými chybami. Kolinearita vysvětlujících proměnných nebyla prokázána, kritérium VIF bylo vždy nižší než 10. Koeficienty byly

u všech odhadů modelu, s výjimkou modelu pro zahraniční osobní auta, statisticky významné.

Výsledky získané pro všechny výše zkoumané kategorie dokládá tabulka 9 níže v textu. Z tabulky je zřejmé, že vliv ceny benzínu na jednotlivé kategorie má klesající charakter se vzrůstajícím řádem zpoždění, jelikož u všech parametrů λ jsou hodnoty mezi 0 a 1. Dále můžeme vidět z koeficientů determinace, že všechny modely, mimo modely pro export, vysvětlují kolem 70 % variability. Model pro export popisuje daný vztah ceny benzínu a objemu vývozu aut USA je z přibližně 33 %. Modely pro domácí auta a auta celkem vykazují podobné hodnoty koeficientu β_0 , což je vzhledem k charakteristice dat logické. Domácí produkce tvoří totiž více než $\frac{3}{4}$ celkové produkce. Záporný koeficient u obou koeficientů potvrzuje hypotézu o snížení objemů prodaných aut v reakci na zvýšení ceny benzínu. Konkrétně pak u celkového objemu snížení o zhruba 13 000 aut a u domácích značek snížení o přibližně 11 600 při zvýšení ceny benzínu o jeden dolar za galon.

Tab. 9 Koeficienty OLS odhadů modelů – kointegrované časové řady²⁹

OLS odhady koeficientů pro jednotlivé kategorie							
Kategorie	α_0	SE	β_0	SE	λ	SE	R^2
Auta – celkem	147,12	58,93	-13,09	6,80	0,80	0,08	0,7180
Auta – domácí	99,42	40,26	-11,61	5,26	0,83	0,07	0,7816
Auta – kan. import	22,35	8,55	-2,64	1,35	0,77	0,08	0,7269
Auta – mex. import	10,87	3,62	2,97	1,46	0,62	0,06	0,6520
Auta – jap. import	15,19	5,73	6,62	1,35	0,85	0,04	0,7760
Auta – export	20,06	5,23	1,27	1,11	0,57	0,09	0,3311
Auta – zahraniční	45,21	17,09	0,64	2,08	0,74	0,10	0,5518

Z tabulky lze dále srovnat působení na import Kanady, Mexika a Japonska. Dospějeme k závěru, že zde působí rozdílný efekt. S rostoucí cenou benzínu se snižuje objem importu aut z Kanady, avšak objem importu mexických a japonských aut s rostoucí cenou benzínu roste. Dá se říci, že zvýšení ceny benzínu o 1 dolar za galon vede ke zvýšení importu japonských aut o přibližně 6 600 aut a mexických přibližně o 3 000 aut. U kanadského importu to má za následek snížení importu o cca 2 640 aut. U japonského importu se tedy dosáhlo stejných výsledků jako v případě autorů zabývajících se touto kategorií aut uvedených v literárním přehledu. Při sledování toho, jaký vliv má cena benzínu na export aut z USA do světa, dospějeme k závěru, že se zvyšující se cenou benzínu o dolar za galon se jen nepatrně zvedá export aut z USA, a sice o necelých 1 300 aut. Pokud bychom provedli i srovnání domácí a zahraniční produkce osobních aut, je vidět, že u koeficientů β_0 jsou opačná znaménka. Konkrétně to pak znamená, že se potvrzuje předpokládaný vztah,

²⁹ V tabulkách značí zkratka „SE“ směrodatné chyby jednotlivých koeficientů (z anglického „Standard error“)

kdy klesá prodej amerických aut s větší spotřebou na úkor efektivnějších zahraničních aut.

4.2 Modely s využitím transformovaných dat

V této části textu budou analyzovány zbylé kategorie, u nichž nebyla prokázána kointegrace. Jak již bylo zmíněno výše v textu, do odhadů modelu budou vstupovat transformovaná data časových řad. Konkrétně bude pracováno s logaritmickými diferencemi. Ty jsou počítány jako podle vztahu $d_t = \ln y_t - \ln y_{t-1}$.

4.2.1 OLS odhady modelů

Obdobně jako v předchozí části budou odhadnuty koeficienty modelu pomocí metody OLS. Jako první odhadneme model vlivu ceny benzínu na **objem všech prodaných vozidel**. Výsledky takto odhadnutého modelu jsou však neuspokojivé. Koeficient determinace modelu je jen 1,5 %, p -hodnota celkové průkaznosti F -testu modelu je rovna 0,65. Rovněž p -hodnoty takto odhadnutých koeficientů značí jejich statistickou nevýznamnost. Takto odhadnutý model tedy nelze využít k vysvětlení zkoumaného vztahu. V případě přistoupení k modelování dynamického lineárního modelu dospějeme ke stejnému závěru. Koeficient determinace se sice zlepšil na hodnotu 14 %, avšak přetrvává problém se statistickou nevýznamností koeficientů regrese a s tím spojené nepoužitelnosti modelu k vysvětlení závislosti zvolených časových řad.

Aplikací stejného postupu na zbylé kategorie **light trucky – domácí, zahraniční, celkově, light vehicles a heavy trucky** dospějeme ke stejným výsledkům jako u první zkoumané kategorie. To znamená problém s nízkou vypovídací hodnotou modelu se statisticky nevýznamnými koeficienty vysvětlujících proměnných. Tyto výsledky jsou patrné rovněž transformací statických modelů na dynamické. Lze tedy konstatovat, že ke zkoumání vlivu ceny benzínu na zde zmíněných šest kategorií vozidel, nelze tímto postupem dospět k modelu, který by popisoval zkoumanou závislost a měl dostatečnou vypovídací hodnotu. Pro ilustraci jsou výsledky OLS odhadů těchto dynamických modelů, za použití transformovaných dat na logaritmické diference, v tabulce 10:

Tab. 10 Koeficienty OLS odhadů modelů – nekointegrované časové řady

OLS odhady koeficientů pro jednotlivé kategorie							
Kategorie	α_0	SE	β_0	SE	λ	SE	R^2
Všechna vozidla	-0,005	0,005	0,102	0,109	-0,376	0,078	0,1412
LT – domácí	-0,004	0,006	-0,084	0,150	-0,338	0,083	0,1203
LT – zahraniční	0,001	0,006	0,094	0,099	-0,363	0,712	0,1323
LT – celkem	-0,003	0,006	-0,068	0,143	-0,355	0,085	0,1314
LV – celkem	-0,005	0,005	0,103	0,111	-0,378	0,078	0,1420
Heavy trucky	-0,009	0,006	0,024	0,092	-0,282	0,081	0,0807

Jelikož se u takto sestavených modelů projevovala jak autokorelace, tak v některých případech i heteroskedasticita, bylo také u těchto odhadů bylo použito robustních směrodatných chyb.

4.2.2 VAR modely

Pro ilustraci výsledků VAR modelů bude sestavena tabulka 11. Časová řada ceny benzínu je v ní označena jako X , jednotlivé kategorie pak jako Y . K identifikaci Grangerovské kauzality je zapotřebí mít stacionární řady. Pro jsou u všech časových řad použity jejich první diference. Výsledky ověření jejich stacionaraity prostřednictvím ADF jsou v příloze na straně 53.

Tab. 11 Výsledky testu Grangerovské kauzality u VAR modelů pro všechny kategorie vozidel

Kategorie	<i>p</i>-hodnoty	
	$X \rightarrow Y$	$Y \rightarrow X$
Všechna vozidla	0,8259	0,1984
Auta – domácí	0,1382	0,4404
Auta – zahraniční	0,7026	0,3279
Auta – celkem	0,1563	0,1988
LT – domácí	0,1912	0,3629
LT – zahraniční	0,2865	0,7447
LT – celkem	0,1910	0,4164
LV – celkem	0,8874	0,6016
Heavy trucky	0,6354	0,1607
Auta – kanadský import	0,4529	0,2748
Auta – mexický import	0,0240 **	0,9976
Auta – japonský import	0,0001 ***	0,2192
Auta – export	0,0423 **	0,2956

Z tabulky je vidět, že nikdy nenastal případ, kdy by bylo prokázáno, že některá z kategorií má vliv na vývoj ceny benzínu. V opačném případě, tzn. působení ceny benzínu na objem prodeje dané kategorie, můžeme vidět, že vliv byl prokázán u mexického a japonského importu a také exportu USA. Dále lze také pozorovat, že u kategorií jako například domácí auta či auta celkem, se p -hodnota u $X \rightarrow Y$ blíží alespoň hladině významnosti 0,10. U těchto dvou kategorií byly odhadnuty modely pro tento vliv. Naopak u řad, kde nebyla prokázána kointegrace, jsou p -hodnoty poměrně vysoké, viz kategorie všechna vozidla, light vehicles či heavy trucks. Vysoká p -hodnota je rovněž u kategorie zahraniční auta, kde byla zjištěna statistická nevýznamnost vysvětlující proměnné.

5 Závěr

Cílem práce byl výzkum, zda má změna ceny benzínu vliv na objem prodaných automobilů v USA v letech 2000 až 2010. Tento jev byl dále zkoumán i pro kategorie vozidel jako osobní vozidla, light trucky a heavy trucky s rozdílnými výsledky.

V úvodní části práce byly nejprve popsány možnosti přístupů k výzkumu dané problematiky a s tím související výsledky těchto výzkumů, ke kterým dospěli jejich autoři. Rovněž je popsána historie vývoje ceny ropy, jež je úzce spojená s cenou svého derivátu – benzínu. Popsány byly také vlivy, které mají významný vliv na cenu této komodity. Dále byl popsán historický vývoj jednoho z největších automobilových průmyslů světa – USA a jeho úzké spojení s ekonomikou této země.

V části s metodikou byly následně popsány zdroje dat a postupy užívané při práci s nimi. K očištění od sezonních vlivů bylo použito procesu X-12-ARIMA. Testy časových řad prokázaly výskyt jednotkového kořene, proto byla následně zkoumána kointegrace časových řad. K odhadům modelů lineární regrese u časových řad s prokázanou kointegrací bylo využito metody nejmenších čtverců a odhady modelů pracovaly s původními daty. Následné testy ekonomické a statistické verifikace modelů, stejně jako odhady metody OLS, byly počítány softwarem Gretl. U časových řad kategorií, u kterých kointegrace s časovou řadou ceny benzínu nebyla prokázána, byly odhady modelů OLS provedeny s logaritmickými diferencemi dat. Dále bylo přistoupeno k sestavení vektorových autoregresních modelů s využitím diferencí daných dat. Pomocí nich bylo zkoumáno, zda dochází ke vzájemnému ovlivňování časových řad.

Na základě odhadnutých regresních modelů metodou OLS dospěla práce k následujícím výsledkům. Bylo zjištěno, že cena benzínu ovlivňuje se zpožděním objem prodaných *osobních aut*. Dle odhadů tento model prokázal, že zvýšení ceny benzínu o jeden dolar za galon vede k poklesu objemu prodaných osobních aut o cca 13 tisíc kusů. Tento vliv působí rovněž symetricky, to znamená, že se snížení ceny benzínu o jeden dolar za galon vede ke stejnému zvýšení objemu prodeje, tj. o 13 tisíc vozidel. Tento efekt však se vzrůstajícím řádem zpoždění klesá na 80 % předchozího.

Dále práce zkoumala popsány vliv na jednotlivé kategorie vozidel a dospěla k závěru, že vliv lze modely prokázat jen u některých dalších kategorií. Těmito kategoriemi jsou domácí auta, import aut z Kanady, Mexika i Japonska a konečně celkový export aut z USA. Kategoriemi, u kterých nebylo možné sestavit statisticky průkazné modely v rámci použité OLS metody, jsou: zahraniční auta, všechny kategorie zahrnující light trucky – domácí, zahraniční a celkem, dále kategorie light vehicles a heavy trucky. Z toho důvodu se práce nemohla zabývat srovnáním vlivů mezi light a heavy trucky. Bylo provedeno srovnání mezi domácími auty a zahraničními auty. Očekávaný výsledek, tj. negativní vliv změny benzínu na domácí a pozitivní vliv na zahraniční auta byl potvrzen. U domácích aut se zvýšením ceny benzínu o jednotku nastává pokles objemů prodeje přibližně o 11,5 tisíc aut, při stejné změně ceny benzínu se zvýší objem prodaných zahraničních aut o necelých tisíc kusů.

Při zkoumání vlivu na import a export USA bylo zjištěno následující. Na kanadský import aut má cena benzínu negativní vliv, kdy při zvýšení o jednotku klesá objem o cca 2,6 tisíc. U mexického importu je vliv pozitivní, kdy změna ceny benzínu o jednotku zvyšuje objem prodaných mexických aut o necelé 3 tisíce. Pozitivní vliv působí i na Japonský import. To bylo očekáváno vzhledem k úspornosti japonských aut. Objem prodaných japonských aut se při zvýšení ceny benzínu o jeden dolar za galon zvýší o cca 6,6 tisíc kusů.

Výsledky práce, za stanovených podmínek, kterými jsou automobilový trh Spojených států amerických a období 2000 – 2010, z hlediska osobních automobilů nezamítají stanovenou hypotézu v úvodu práce, že *„s rostoucí cenou benzínu klesají objemy prodaných aut a naopak“*.

6 Literatura

- ADAMEC, VÁCLAV, LUBOŠ STŘELEČEK A DAVID HAMPEL. *Ekonometrie I: učební text*. Vyd. 1. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2013, 162 s. ISBN 978-80-7375-703-8.
- ARTL, JOSEF. Kointegrace v jednorovnicových modelech. *Politická ekonomie*, 1997, 45: 733-746.
- ARTL, JOSEF, ŠKUTHANOVÁ, MARKÉTA. Úvod do problematiky sezónního očišťování ekonomických časových řad. *Acta oeconomica pragensia*, 1995, 3: (1), 15-23.
- AUSTIN, DAVID. *Effects of gasoline prices on driving behavior and vehicle markets*. Congressional Budget Office, 2008.
- BERESTEANU, ARIE; LI, SHANJUN. GASOLINE PRICES, GOVERNMENT SUPPORT, AND THE DEMAND FOR HYBRID VEHICLES IN THE UNITED STATES*. *International Economic Review*, 2011, 52.1: 161-182.
- BP: *Statistical Review of world energy june 2014*. [online]. [cit. 2015-03-02]. Dostupné z: <http://www.bp.com/content/dam/bp/pdf/Energy-economics/statistical-review-2014/BP-statistical-review-of-world-energy-2014-full-report.pdf>.
- BURKE, PAUL J.; NISHITATENO, SHUHEI. Gasoline prices, gasoline consumption, and new-vehicle fuel economy: Evidence for a large sample of countries. *Energy Economics*, 2013, 36: 363-370.
- BUSSE, MEGHAN R.; KNITTEL, CHRISTOPHER; ZETTELMEYER, FLORIAN. *Pain at the pump: The effect of gasoline prices on new and used automobile markets*. CSIO Working Paper, 2010.
- COFFEY, FRANK; LAYDEN, JOSEPH. *America on Wheels: The First 100 Years: 1896-1996*. Stoddart, c1996. 304 p. ISBN 18-816-4980-6.
- FICANO, CARLENA COCHI; THOMPSON, PATRICK. ESTIMATING REBOUND EFFECTS IN PERSONAL AUTOMOTIVE TRANSPORT: GAS PRICE AND THE PRESENCE OF HYBRIDS. *American Economist*, 2014, 59.2.
- FILIPIAKOVÁ, ANETA. *Vývoj na ropném trhu v posledním desetiletí*. Brno, 2010. Dostupné z: is.muni.cz/th/174868/esf_m/Diplomova_Prace.pdf. Diplomová práce. Masarykova univerzita. Vedoucí práce doc. Ing. Libor Žídek, Ph.D.
- HAMPEL, DAVID, VERONIKA BLAŠKOVÁ A LUBOŠ STŘELEČEK. *Ekonometrie 2*. 1. vyd. V Brně: Mendelova univerzita, 2011, 147 s. ISBN 978-80-7375-540-9.
- HINDLS, RICHARD, ET AL. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional publishing, 2007. 415 s. ISBN 978-80-86946-43-6.
- HISTORY.COM: *Automobiles - Facts & Summary* – HISTORY.com. [online]. [cit. 2015-03-08]. Dostupné z: <http://www.history.com/topics/automobiles>.
- KLEPPER, STEVEN. The evolution of the US automobile industry and Detroit as its capital. In: *9th Congress of the International Joseph A. Schumpeter Society, Gainesville, Florida, March*. 2002. p. 22-23.

- KLIER, THOMAS; LINN, JOSHUA. The price of gasoline and new vehicle fuel economy: evidence from monthly sales data. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2010, 2.3: 134-153.
- LANGER, ASHLEY; MILLER, NATHAN H. Automakers' Short-Run Responses to Changing Gasoline Prices*. *Review of Economics and Statistics*, 2013, 95.4: 1198-1211.
- LORD, RICHARD A.; SAITO, YOSHIE. Effect of Exchange Rates and Gasoline Prices on US Imports of Japanese Automobiles. *The International Trade Journal*, 2010, 24.2: 182-208.
- MAUGERI, LEONARDO. *The age of oil: the mythology, history, and future of the world's most controversial resource*. Westport, Conn.: Praeger Publishers, 2006, 340 p. ISBN 978-027-5990-084.
- MOLLICK, ANDRÉ VARELLA; ASSEFA, TIBEBE ABEBE. US stock returns and oil prices: The tale from daily data and the 2008–2009 financial crisis. *Energy Economics*, 2013, 36: 1-18.
- MCMANUS, WALTER. The link between gasoline prices and vehicle sales. *Business Economics*, 2007, 42.1: 53-60.
- OICA: *Production Statistics / OICA*. [online]. [cit. 2015-03-08]. Dostupné z: <http://www.oica.net/category/production-statistics>
- OPEC: *Our Mission*. [online]. [cit. 2015-03-03]. Dostupné z: http://www.opec.org/opec_web/en/about_us/23.htm
- SHAFIEI, EHSAN, ET AL. An agent-based modeling approach to predict the evolution of market share of electric vehicles: a case study from Iceland. *Technological Forecasting and Social Change*, 2012, 79.9: 1638-1653.
- US CENSUS BUREAU: *X-13ARIMA-SEATS Seasonal Adjustment Program - US Census Bureau* [online]. [cit. 2015-04-11]. Dostupné z: <https://www.census.gov/srd/www/x13as/>
- U.S. ENERGY INFORMATION ADMINISTRATION (EIA): *Crude oil distillation and the definition of refinery capacity - Today in Energy*. [online]. 2012. [cit. 2015-03-05]. Dostupné z: <http://www.eia.gov/todayinenergy/detail.cfm?id=6970>
- U.S. ENERGY INFORMATION ADMINISTRATION (EIA): *Short-Term Energy Outlook, November 2014*. [online]. 2014. [cit. 2015-03-05]. Dostupné z: www.eia.gov/forecasts/steo/realprices/real_prices.xlsx
- U.S. ENERGY INFORMATION ADMINISTRATION (EIA): *Workbook – Retail Prices for Gasoline, All Grades*. [online]. 2015. [cit. 2015-03-05]. Dostupné z: http://www.eia.gov/dnav/pet/xls/PET_PRI_GND_A_EPM0_PTE_DPGAL_M.xls
- U.S. ENERGY INFORMATION ADMINISTRATION (EIA): *Table Definitions, Sources, and Explanatory Notes*. [online]. [cit. 2015-03-06]. Dostupné z: http://www.eia.gov/dnav/pet/TblDefs/pet_pri_gnd_tbldef2.asp.
- WEST, SARAH. The Effect of Gasoline Prices on the Demand for Sport Utility Vehicles. In: *prepared for a session on "Demand Estimation in Environmental Economics," Midwest Economics Association Meetings*. 2007.

YERGIN, DANIEL. Ensuring energy security. *Foreign affairs*, 2006, 69-82.

7 Seznam obrázků

Obr. 1	Graf nominálních ceny ropy a benzínu v USA od roku 1976 do 2013	19
Obr. 2	Q-Q graf rozdělení chybového členu	34
Obr. 3	Korelogram reziduí – dynamický lineární model	35
Obr. 4	Graf vývoje nominální ceny ropy (1920 – 2011)	50
Obr. 5	Vývoj ceny benzínu a počtu prodaných osobních aut 2000 – 2010	56

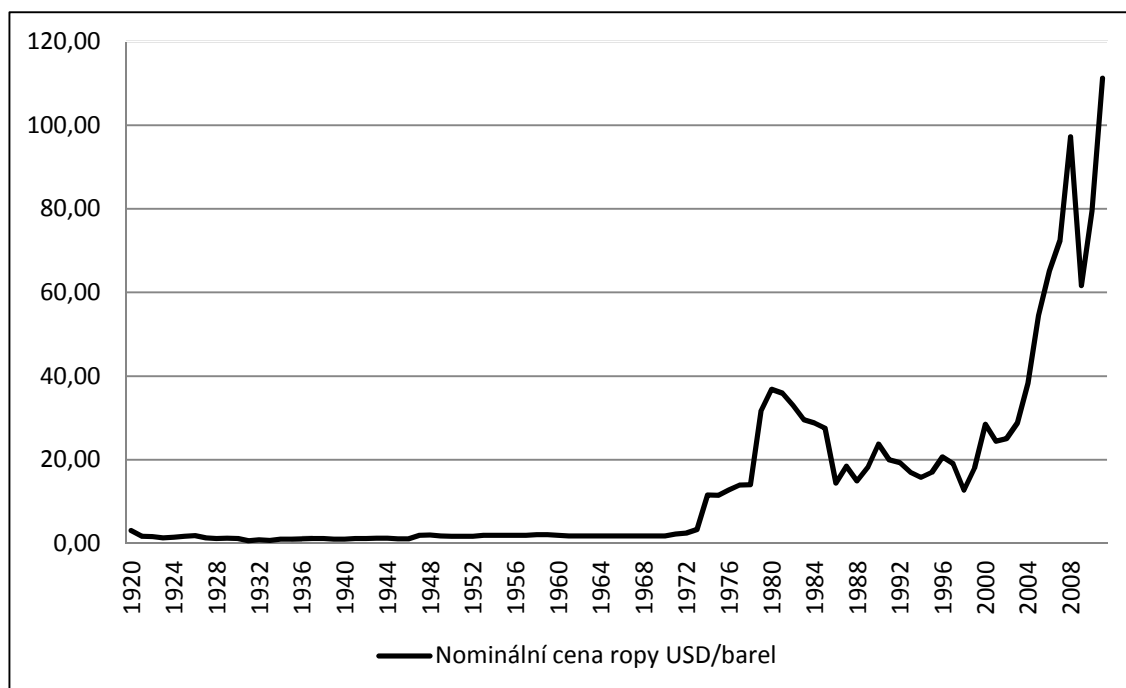
8 Seznam tabulek

Tab. 1	Popisné charakteristiky proměnných – „auta – celkem“ a cena benzínu	30
Tab. 2	Model závislosti prodeje kategorie „auta – celkem“ na ceně benzínu – metoda OLS	31
Tab. 3	Vybrané hodnoty výstupu metody OLS	31
Tab. 4	RESET test základního modelu	32
Tab. 5	White test modelu (zpoždění o tři období)	33
Tab. 6	Breuch-Godfrey test modelu (zpoždění o tři období)	33
Tab. 7	Chí-kvadrát test dobré shody modelu (zpoždění o tři období)	33
Tab. 8	Dynamický lineární model závislosti prodeje osobních aut na ceně benzínu – robustní směrodatné chyby	36
Tab. 9	Koeficienty OLS odhadů modelů – kointegrované časové řady	38
Tab. 10	Koeficienty OLS odhadů modelů – nekointegrované časové řady	40
Tab. 11	Výsledky testu Grangerovské kauzality u VAR modelů pro všechny kategorie vozidel	40
Tab. 12	Výsledky <i>F</i> -testu na přítomnost sezónnosti u ceny benzínu	51
Tab. 13	Hodnoty testovací statistiky <i>F</i> -testu pro kategorie aut	51
Tab. 14	ADF test pro kategorie aut a cenu benzínu – původní data	52
Tab. 15	ADF test pro kategorie aut a cenu benzínu – 1. diference	53
Tab. 16	Engle-Granger test pro kategorie aut v závislosti na ceně benzínu	54
Tab. 17	Výstupy kointegrační regrese pro kategorie s prokázanou kointegrací s cenou benzínu	55

Přílohy

A Cena ropy v letech 1920 – 2011

Níže uvedený graf názorně popisuje relativně konstantní vývoj ceny ropy v období působení vlivů kartelu sedmi sester. Dále jsou vidět dva ropné šoky po roce 1970 následované několika ropnými krizemi, příkladem může být válka v Perském zálivu v roce 1990. Následuje růst ceny po roce 2000 s maximem a následným propadem v důsledku světové finanční krize 2008.



Obr. 4 Graf vývoje nominální ceny ropy (1920 – 2011)

Zdroj: BP Statistical Review of World Energy, 2014

B Testy sezónnosti časových řad

Tabulka 12 ukazuje celkový výstup F -testu na přítomnost sezónnosti u cen benzínu. V tabulce 13 jsou zachyceny už jen hodnoty testovací statistiky (F -value) pro jednotlivé kategorie aut.

Tab. 12 Výsledky F -testu na přítomnost sezónnosti u ceny benzínu

F-TEST SEZÓNOSTI				
	Suma čtverců	Stupně volnosti	Střední chyba	F-hodnota
Mezi měsíci	4956.1526	11	450.55932	15.429**
Residuální	3504.2862	120	29.20238	
Celkem	8460.4387	131		
**Sezónnost zjištěna na hladině významnosti 0.1 %				

Tab. 13 Hodnoty testovací statistiky F -testu pro kategorie aut³⁰

F-TEST SEZÓNOSTI					
Kategorie aut	Auta – D	Auta – Z	Auta – C	Auta – EXP	
F-hodnota	51.017**	50.379**	63.804**	7.792**	
Výsledek	**Sezónnost zjištěna na hladině významnosti 0.1 %				
F-TEST SEZÓNOSTI					
Kategorie aut	LT – D	LT – Z	LT – C	LV – C	HT – C
F-hodnota	28.258**	26.385**	29.789**	44.401**	17.189**
Výsledek	**Sezónnost zjištěna na hladině významnosti 0.1 %				
F-TEST SEZÓNOSTI					
Kategorie aut	Auta – mex – I	Auta – can – I	Auta – jap – I	Všechna vozidla	
F-hodnota	14.212**	22.020**	17.588**	44.606**	
Výsledek	**Sezónnost zjištěna na hladině významnosti 0.1 %				

³⁰ Význam zkratk: „D“ – domácí, „Z“ – zahraniční, „C“ – celkem, „I“ – import, „EXP“ – export, „LT – light truck“, „LV“ – light vehicles, „HT“ – heavy truck, „mex“ – Mexiko, „can“ – Kanada, „jap“ – Japonsko.

C Testy stacionarity časových řad

Testuje se nulová hypotéza H_0 o nestacionaritě (jednotkovém kořenu) časové řady oproti alternativní hypotéze H_1 o stacionaritě časové řady. Tabulka 14 dokládá výsledky ADF testu pro variantu s konstantou a variantu s konstantou a trendem.

Tab. 14 ADF test pro kategorie aut a cenu benzínu – původní data

ADF Testy na jednotkový kořen		
Kategorie	<i>p</i> -hodnoty	
	S konstantou	S konstantou a trendem
Cena benzínu	0,6209	0,1791
Všechna vozidla	0,7736	0,6951
Auta – domácí	0,5309	0,2143
Auta – zahraniční	0,2068	0,4479
Auta – celkem	0,5591	0,2930
Light truck – domácí	0,6960	0,6178
Light truck – zahraniční	0,4064	0,7593
Light truck – celkem	0,7179	0,6742
Light vehicles – celkem	0,7653	0,6556
Heavy truck – celkem	0,6327	0,8462
Auta – CAN import	0,1249	0,0829 *
Auta – MEX import	0,1406	0,1116
Auta – JAP import	0,0845 *	0,2547
Auta – Export	0,1434	0,1699

Výsledkem ADF testu pro všechny použité časové řady v práci je, že nezamítáme nulovou hypotézu o nestacionaritě časové řady na hladině významnosti 0,05.

K získání stacionárních časových řad využijeme transformaci původních časových řad na jejich první diference. Ověření stacionarity prvních diferencí je uvedeno v tabulce 15 na další straně. Výsledkem pro všechny takto transformované řady je zamítnutí nulové hypotézy o nestacionaritě na hladině významnosti 0,01.

Tab. 15 ADF test pro kategorie aut a cenu benzínu – 1. difference

ADF Testy na jednotkový kořen		
Kategorie	<i>p</i> -hodnoty	
	S konstantou	S konstantou a trendem
Cena benzínu	7,258e-013 ***	3,689e-012 ***
Vozidla - celkem	1,775e-021 ***	1,546e-022 ***
Auta – domácí	4,156e-022 ***	2,21e-023 ***
Auta – zahraniční	1,211e-021 ***	8,545e-023 ***
Auta – celkem	6,415e-020 ***	1,576e-020 ***
Light truck – domácí	2,318e-021 ***	2,256e-022 ***
Light truck – zahraniční	1,902e-024 ***	4,259e-027 ***
Light truck – celkem	1,053e-020 ***	1,481e-021 ***
Light vehicles – celkem	1e-021 ***	7,339e-023 ***
Heavy truck – celkem	8,756e-006 ***	8,993e-005 ***
Auta – CAN import	4,558e-022 ***	2,235e-023 ***
Auta – MEX import	1,236e-009 ***	1,107e-008 ***
Auta – JAP import	1,413e-020 ***	2,017e-019 ***
Auta – Export	6,717e-027 ***	5,967e-030 ***

D Testy kointegrace časových řad

Testuje se nulová hypotéza H_0 o nestacionaritě (jednotkovém kořenu) reziduí regresního modelu oproti alternativní hypotéze H_1 o stacionaritě. Regresní modely jsou vždy sestaveny tak, že vysvětlovanou proměnnou je zvolená kategorie aut a vysvětlující proměnnou je vždy cena benzínu. Tabulka 16 dokládá výsledky Engle-Granger testu.

Tab. 16 Engle-Granger test pro kategorie aut v závislosti na ceně benzínu

Engle-Granger test kointegrace	
Kategorie	p -hodnota
Vozidla - celkem	0,6557
Auta - celkem	9,86e-11
Auta - domácí	2,117e-11
Auta - zahraniční	0,0155
Light truck - domácí	0,7178
Light truck - zahraniční	0,7265
Light truck - celkem	0,7490
Light vehicles - celkem	0,6212
Heavy truck - celkem	0,7647
Auta - CAN import	0,0171
Auta - MEX import	0,0476
Auta - JAP import	0,0076
Auta - Export	0,0295

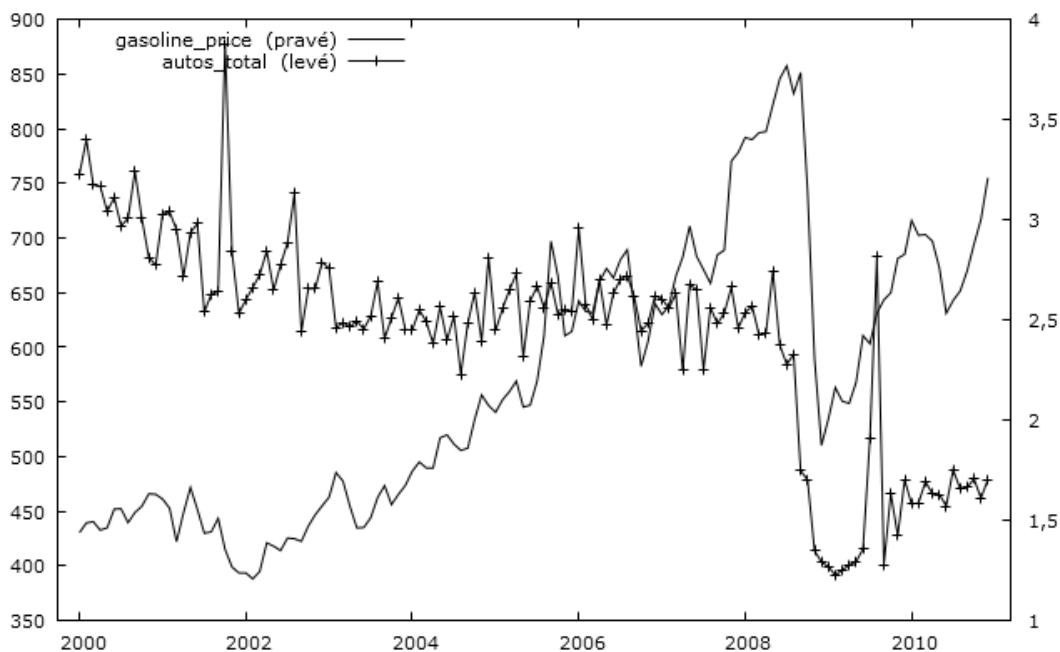
Výsledky Engle-Granger testu – p -hodnoty potvrzující kointegraci časových řad jsou v tabulce 16 zvýrazněny tučně. Výstupy kointegrační regrese pro tyto kategorie dokládá tabulka 17 na následující straně.

Tab. 17 Výstupy kointegrační regrese pro kategorie s prokázanou kointegrací s cenou benzínu

Kategorie	Konstanta			Cena benzínu		
	β_0	SE	p -hodnota	β_1	SE	p -hodnota
Auta – celkem	746,75	25,71	1,10e-58	-61,01	11,20	2,47e-7
Auta – domácí	479,89	11,51	1,01e-076	-67,06	7,95	5,68e-14
Auta - zahraniční	145,69	5,67	1,43e-52	-29,38	3,92	8,96e-12
Auta – kan. import	104,14	4,14	8,58e-52	-13,59	1,80	7,27e-12
Auta – mex. import	32,23	4,08	1,05e-12	16,80	1,78	1,89e-16
Auta – jap. import	80,22	7,30	3,06e-20	29,58	2,04	2,19e-17
Auta – export	43,48	3,31	1,68e-025	7,99	2,29	0,0007

E Cena benzínu a objem prodaných aut

Graf znázorňuje vývoj ceny benzínu a objemu všech prodaných osobních aut v USA v období 2000 – 2010. Na pravé ose je cena benzínu (gasoline_price) v dolarech za galon, na levé ose je objem prodaných osobních aut (autos_total) v tisících kusů.



Obr. 5 Vývoj ceny benzínu a počtu prodaných osobních aut 2000 – 2010

Zdroj: BEA, EIA; Výstup ze SW Gretl